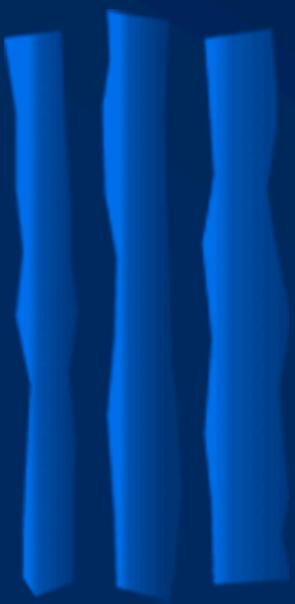


Universidad Pablo de Olavide, Sevilla



UNIVERSIDAD
PABLO DE OLAVIDE
SEVILLA

Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa



Journal of Quantitative Methods for
Economics and Business Administration

ISSN: 1886-516 X
D.L.: SE-2927-06



**REVISTA DE MÉTODOS CUANTITATIVOS
PARA LA ECONOMÍA Y LA EMPRESA**

**Journal of Quantitative Methods for
Economics and Business Administration**

Número 32. Diciembre de 2021.

ISSN: 1886-516X. D.L: SE-2927-06.

URL: <https://www.upo.es/revistas/index.php/RevMetCuant/index>

Editores:

Dr. Francisco Javier Blancas Peral
Universidad Pablo de Olavide
Ctra. de Utrera, km 1 - 41013
Sevilla (Spain)
Correo-e: fjblaper@upo.es

Dra. Macarena Lozano Oyola
Universidad Pablo de Olavide
Ctra. de Utrera, km 1 - 41013
Sevilla (Spain)
Correo-e: mlozoyo@upo.es

Comité Editorial:

Dr. S. Ejaz Ahmed, University of Windsor, Ontario (Canadá)
Dr. Adam P. Balcerzak, Nicolaus Copernicus University, Toruń (Polonia)
Dr. Carlos A. Coello Coello, CINEVESTAV-IPN, México D.F. (México)
Dr. Ignacio Contreras Rubio, Universidad Pablo de Olavide, Sevilla (España)
Dra. Manuela Coromaldi, University of Social Sciences UNISU, Roma (Italia)
Dr. Miguel Ángel Hinojosa Ramos, Universidad Pablo de Olavide, Sevilla (España)
Dr. Matías Irigoyen Testa, Universidad Nacional del Sur, Buenos Aires (Argentina)
Dr. M. Kazim Khan, Kent State University, Ohio (EE.UU.)
Dr. Manuel Laguna, University of Colorado at Boulder, Colorado (EE.UU.)
Dra. María Amparo León Sánchez, Universidad de Pinar del Río (Cuba)
Dr. Jesús López-Rodríguez, Universidad de A Coruña, (España)
Dr. Cecilio Mar Molinero, University of Kent, Canterbury (Reino Unido)
Dra. Ana M. Martín Caraballo, Universidad Pablo de Olavide, Sevilla (España)
Dra. M^a Carmen Melgar Hiraldo, Universidad Pablo de Olavide, Sevilla (España)
Dr. Gábor Nagy, University of Kent, Canterbury (Reino Unido)
Dr. José Antonio Ordaz Sanz, Universidad Pablo de Olavide, Sevilla (España)
Dr. Andrés Rodríguez-Pose, London School of Economics, Londres (Reino Unido)
Dr. José Manuel Rueda Cantuche, IPTS-DG J.R. Centre-European Commission
Dra. Mariagrazia Squicciarini, OECD, París (Francia)
Dra. Mariangela Zoli, Università degli Studi di Roma 'Tor Vergata', Roma (Italia)



Seasonality in fuel consumption: a case study of a gas station

ROSADO, JOÃO

MSc student, Instituto Politécnico de Portalegre (Portalegre, Portugal)
Correo electrónico: 16193@ipportalegre.pt

GUERRA, DANIEL

MSc student, Instituto Politécnico de Portalegre (Portalegre, Portugal)
Correo electrónico: 19852@ipportalegre.pt

FERREIRA, PAULO

VALORIZA - Research Center for Endogenous Resource Valorization (Portugal)
Instituto Politécnico de Portalegre (Portalegre, Portugal)
Correo electrónico: pferreira@ipportalegre.pt

ABSTRACT

Oil and its derivatives are very important goods in the world, not only because of their huge use but also because the consequences of that use. The literature has plenty of works with economic analysis of the use of oil. Having available a huge amount of data, we propose an innovative approach: based on daily information of sales in a gas station since 2001 to 2018, we make a seasonality analysis of those sales. In separate analysis, using information of the both existing shifts, of the week day and of the month, we conclude that seasonality in sales is significant. This is an important information for firm managers, which could use this information to better define their strategies.

Keywords: diesel, fuel, gasoline, seasonality.

JEL classification: C10; M10; M21.

MSC2010: 62P20; 91B02; 91B84.

Estacionalidad en el consumo de combustible: un estudio de caso de una gasolinera

RESUMEN

El petróleo y sus derivados son bienes muy importantes en el mundo, no solo por su enorme uso sino también por las consecuencias de ese uso. La literatura tiene muchos trabajos con análisis económicos del uso del aceite. Teniendo disponible una gran cantidad de datos, proponemos un enfoque innovador: a partir de la información diaria de las ventas en una gasolinera desde 2001 a 2018, hacemos un análisis de estacionalidad de esas ventas. En un análisis separado, utilizando información de los dos turnos existentes, del día de la semana y del mes, concluimos que la estacionalidad en las ventas es significativa. Ésta es una información importante para los gerentes de la empresa, que podrían utilizar esta información para definir mejor sus estrategias.

Palabras clave: diesel, combustible, gasolina, estacionalidad.

Clasificación JEL: C10; M10; M21.

MSC2010: 62P20; 91B02; 91B84.



1. Introduction.

Without any doubt, oil is one of the most important goods in the world, because it is used as input in many industries, but also because it is used in fuel production. Over the years, with the increase of demand, there has been an increasing awareness with the dependence of fossil fuel consumption and its condition as a non-renewable resource. Moreover, problems like climatic changes, rise the necessity of studying these particular products.

We can find in the literature several works analyzing the importance of oil in the economies, namely its relationship with macroeconomic issues like economic growth (Ferderer, 1996; Jiménez-Rodríguez & Sanchez, 2005, among others), trade (Backus & Crucini, 2000; Szewerniak et al., 2019) or as they affect, for example, financial markets (see, for example, Kang et al., 2015 or Narayan & Gupta, 2015). Although, at a microeconomic level, and as a sector that moves millions, it is also relevant to study oil and derivative products, since they have direct effect on the life of consumers but also for firms.

One of the possible research areas if the way like fuel sales prices are related with the volatility of oil prices. Bacon (1986) is under the pioneers of this kind of studies. Analyzing the behavior of prices in the UK between 1982 and 1989, the author concluded that for oil price rising affect fuel prices in two weeks, but a fall in oil price just have a real adjustment in fuel prices weeks. Other studies like Bacon (1991), Borenstein et al. (1997) or Grasso and Manera (2007) corroborated this idea, being one possible justifications the fact that fuel sellers behave in an oligopolistic way, taking the opportunity of maximizing their benefits (Borenstein et al., 1997).

The analysis of elasticities involving oil prices is also a regular topic in the literatures. With this kind of analysis, it is possible to predict how consumption of fuel vary when countries' income increase as well as to analyze how the transport section is affected when a shock price occurs (Dahl, 2012). For a relatively recent review of literature about the price elasticity of this product, see the work of Hössinger et al. (2017). The work of Tirkaso and Gren (2019) extends this analysis to how elasticities have an effect on carbon taxes, in the case of Sweden, making the linkage between economy and environment.

Despite the fact that some of these works are more related with microeconomics than with macroeconomics, they do not make a firm-based analysis, which could be explained probably because of the difficulty to have available data of that kind. Although, a firm-based analysis is important for different levels and this is our proposal. In this paper, we consider the daily data from a Portuguese seller of refined oil products, namely gasoline and diesel, with different types of products.

This kind of analysis is important for several ways. Firstly, because the use of fuels for road accounts is a very important part of the oil sector (according to Dahl, 2012, it consisted of about a half of oil production consumption, in 2007). Secondly, because gasoline and diesel consumption is responsible for a high share of CO₂ emissions in the OECD countries (35%, according to IEA (2017), which made authorities to increase fuel taxes, with the consequences in sales prices. Thirdly, because the use of direct data from a given firm, could help managers of that firm to take some decisions. In fact, assessing different possibilities of seasonality, with the analysis for each of the two existing daily shifts but also with the daily and monthly analysis, we are able to answer to firm managers which is the most sold fuel, but also how consumers behave depending of the moment under analysis. Recognizing that we are using data from only one market player, it is still important the fact that the available set of data has a great richness and could be used by firm's managers to develop strategies with the objective of increase profitability in their own firm. As far as we can notice, no other work makes an analysis as such as we propose, probably because of the already identified problem in having the relevant data, making this approach innovative.

The remaining of the paper is organized as follow. Section 2 explains the data and the methodology used in this study. Section 3 presents the results. Section 4 concludes, identifying some

possible recommendations for firm managers, the limitations of the study and also clues for further research.

2. Data and Methodology.

The data is from a Portuguese firm, located in Portalegre (Portugal), which sells gasoline and diesel products of different types. In this study, we will analyze the following products: gasoline with additive; diesel with additive; gasoline without plumb - 95 octanes; gasoline without plumb - 98 octanes; gasoline without plumb with additive - 95 octanes; simple diesel.

The whole set of data is composed by 6545 daily observations, with information since 30th January 2001 to 31st December 2018. In each day, the firm works with two different shifts, the morning and the afternoon ones. For this case, a total of 13090 observations are available. Although the use of several product types, not all have the same amount of data, because different products were launched during the period under analysis. In Table 1 is possible to find a resume of the data used in this paper, which includes the following information: the first column identifies the type of product; the second column presents an abbreviation of each product, which will be used for a better identification of the product under analysis; third and fourth columns present the beginning and end dates of the analysis; the final column identifies the number of daily observations (remember that these observations are doubled, when the analysis is made considering the two daily shifts). All the variables correspond to the total daily sales in quantity of liters.

Table 1. Resume of the different products under analysis.

Product/Variable	Abbreviation	Beginning date	End date	Daily observations
gasoline with additive	gas add	30/01/2001	11/05/2005	1563
diesel with additive	diesel add	12/05/2005	31/12/2018	4982
gasoline without plumb - 95 octanes	gas95	30/01/2001	31/12/2018	6545
gasoline without plumb - 98 octanes	gas98	30/01/2001	21/07/2015	5286
gasoline without plumb with additive - 95 octanes	gas95 add	22/07/2015	31/12/2018	1259
simple diesel	diesel	30/01/2001	31/12/2018	6545

Source: Own elaboration.

We apply in this study linear regression analysis, in order to identify the existence or not of seasonality in sales. For this purpose, and to ensure that the application of ordinary least squares could be applied, the first analysis about the stationarity of the sales. We use the Augmented Dickey-Fuller (ADF) test, proposed by Dickey and Fuller (1979). Considering the variable y for the moment t , the ADF regression is given by:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_t + \rho_1 \Delta y_t + \dots + \rho_p \Delta y_{t-p} + \beta t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

and the test is made under the hypotheses $H0: \delta = 0$ (the variable is not stationary) and $H1: \delta < 0$ (the variable is stationary). In our analysis, we make all the tests considering the existence of a constant

in the random walk, and test the variables both with and without trend. The number of lags is calculated with the AIC criteria.

Confirming the stationarity of the variables, we would apply the ordinary least squares in order to assess the existence of seasonality in sales for the different variables. The used equation is given by

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 d_1 + \beta_2 d_2 + \dots + \beta_k d_k + u_t, \quad (2)$$

with y as each of the products/variables and d each of the temporal dummies under analysis. In the case of the analysis for the shifts, d is equal to 1; for the daily analysis d is equal to 6; for the monthly analysis, d is equal to 11 (note that we have ever to leave one temporal dummy outside the analysis, to prevent the occurrence of perfect collinearity).

3. Results.

Our first analysis is for the stationarity of the variables, since the stationarity is the unique way to ensure that the ordinary least squares could be used. The results are the ones presented in Table 2, where are presented for each variable the lags used in the estimation of Equation (1). As previously referred, tests were made ever considering the random walk with drift with and without trend. The results point for the stationarity of almost all variables. In the case of “diesel add”, without trend the evidence is lower, while the unique non-rejection is in the case of “gas95” but just in the estimation without trend.

Table 2. Stationarity tests for the variables under study.

Variable	Without trend		With trend	
	lags	ADF statistical test	lags	ADF statistical test
gas add	27	-4.828***	27	-6.977***
diesel add	29	-2.726*	29	-4.144***
gas95	27	-2.483	27	-3.695**
gas98	30	-4.979***	29	-9.687***
gas95 add	27	-8.079***	27	-8.094***
diesel	30	-3.855***	30	-5.929***

***, ** and * mean significance, respectively, at the 1%, 5% and 10% levels, based on the p-values of MacKinnon (1994).

Source: Own elaboration.

We started the analysis of seasonality with the regressions to allow the differentiation between shifts. The variable “morning” identifies the morning shift. As we have just two shifts, the omitted one was the “afternoon” shift. We used a trend in all the regressions (the estimation of the regressions without trend provide results that are qualitatively similar and results are available under request). The results are presented in Table 3 and show us some interesting features. Firstly, for almost all the types of fuel, the morning shift as lower sold quantities than the afternoon shift, with the exception being the sales of “diesel”. This allow us to differentiate between the use of private vehicles and the use of commercial vehicles and trucks (which mostly use this type of fuel): while in this case the preference for the supply is in the morning, for the others the preference if for the afternoon. Moreover, and excepting the case of “gas95 add”, all the parameters refereeing to the shift are significant, which show

the existence of seasonality between shifts. Finally, a note for the results for the trend: in all cases but the one of “gas95 add”, the trend is ever significant and mainly negative, meaning that the sales have been decreasing over time. Inclusively, the higher value of trend is for the “diesel”, meaning that was it was in this product that the firm noted a high decrease of sales, which could be related to the relative proximity with the Spanish frontier and the fact that fuel is cheaper in Spain than in Portugal.

Table 3. Seasonality in different shifts.

Regression parameters	gas add	diesel add	gas95	gas98	gas95 add	diesel
morning	-9.0865***	-3.0393***	-19.6869***	-3.7771*	-2.4848	133.04***
trend	-0.0303***	0.0509***	-0.0559***	-0.0279***	-0.0008	-0.1059***
constant	286.61***	-202.90***	1067.94***	242.30***	128.87***	2157.74***
r-squared	0.0861	0.3319	0.3684	0.3530	0.0005	0.2658

***, ** and * mean significance, respectively, at the 1%, 5% and 10% levels.

Source: Own elaboration.

We continue our study with the analysis of seasonality in week days. As the gas station is opened in all week days, we could include in the regression six of the seven days. The results presented in Table 4 are also informative of different features. In this case, “diesel add”, “gas95”, “gas98” and “gas95 add” show evidence than their sales occur often in the end of the week (the first dummies in the analysis are negative, meaning than in those days sales are lower than in Sunday).

Table 4. Seasonality in different week days.

Regression parameters	gas add	diesel add	gas95	gas98	gas95 add	diesel
Monday	18.720***	-12.220	-72.074***	-23.295***	-3.1277	486.19***
Tuesday	5.1035	-7.6865	-63.808***	-22.992***	-6.7570	603.07***
Wednesday	19.137	-6.6235	-64.770***	-19.297***	-4.4122	525.98***
Thursday	14.056**	-2.1098	-43.356***	-13.940***	8.0014	562.76***
Friday	70.571***	53.858***	90.983***	24.952***	25.970***	734.708***
Saturday	43.077***	16.613**	56.899***	20.582***	17.9109***	143.47***
trend	-0.0303***	0.0509***	-0.0559***	-0.0279***	-0.0008	-0.1058***
constant	257.67***	-210.42***	1701.86***	245.27***	122.15	1787.44***
r-squared	0.1416	0.3389	0.3976	0.3704	0.0326	0.3556
F-test (seasonality)	35.01***	17.66***	108.83***	48.98***	14.05***	327.75***

***, ** and * mean significance, respectively, at the 1%, 5% and 10% levels. The “F-test (seasonality)” line is the statistical value of the seasonality test, i.e., assessing jointly the significance of all the temporal dummy variables.

Source: Own elaboration.

Although, individually the parameters are just significant in the cases of “gas95” and “gas98”. For “gas add” and “diesel” all the parameters are positive, meaning that daily sales are higher than in Sunday, although in the case of “gas add” some of the parameters are not individually significant. Other interesting information is that the parameter of Friday is always the higher one, meaning that this is the day with higher sales. Finally, the test performed to analyse the seasonality confirms that this is a significant effect present in all the kinds of fuel.

The next analysis is for the seasonality considering as bases the month when the sale is made, with the results present in Table 5. As December is the month of reference, and as most of the parameters are negative, it means that often monthly sales are lower than in December. This is an interesting result, which is probably related with the fact that in December the demand of fuel for trips to visit family and friends in the Christmas time or eventually in holidays. In the case of “diesel”, most used in transport, the high levels of sales could be related also with the increase of activity of that time of the year. Another interesting finding is that for several fuel types, the parameter of October is positive. This is related with the realization of Baja Portalegre, a very famous car competition in the city, which occurs always in October. In the case of “diesel”, despite the case of October, we just find other significant parameter: August. This result is clearly related to the fact that in this month most of the firms reduce their activity due to the holidays of most of their workers. Finally, it exists evidence of seasonality in all the fuels but “gas95 add”.

Table 5. Seasonality in different months.

Regression parameters	gas add	diesel add	gas95	gas98	gas95 add	diesel
January	-21.935***	-46.917***	-73.224***	-13.072**	-6.9541	-42.129
February	-13.829*	-41.022***	-69.849***	-9.5376*	-4.2849	-47.117
March	-29.294***	-46.408***	-70.634***	-10.843**	-5.9608	-15.846
April	-25.492***	-38.842***	-56.385***	-2.3318	-1.7419	-24.628
May	-18.362**	-26.082***	-53.170***	0.7280	-3.6928	-11.590
June	-8.3187	-10.676	-46.945***	4.5773	-0.1340	-2.0142
July	-32.259***	-1.3340	-49.651***	0.8914	-10.548*	-18.163
August	-48.871***	16.851*	-42.403***	3.8838	-7.2652	-75.582***
September	-26.362***	-9.704	-39.343***	-3.6138	-1.4200	34.536
October	-16.520**	27.626***	-14.628	47.692***	9.0669	103.98***
November	-20.146**	-18.223*	-35.345***	2.0243	2.8116	27.115
trend	-0.0307***	0.0509***	-0.0561***	-0.0279***	-0.0012	-0.1062***
constant	304.57***	-188.63***	1104.79***	238.76***	134.16***	2231.81***
r-squared	0.0990	0.3404	0.3711	0.3636	0.1557	0.2619
F-test (seasonality)	4.79***	11.76***	6.67***	16.20***	1.51	5.11***

***, ** and * mean significance, respectively, at the 1%, 5% and 10% levels. The “F-test (seasonality)” line is the statistical value of the seasonality test, i.e., assessing jointly the significance of all the temporal dummy variables.

Source: Own elaboration.

4. Discussion and concluding remarks.

In this paper, we propose to make a firm-based analysis to the sales of a gas station seeded in Portalegre, Portugal. In particular, we analyze the existence of seasonality in sales depending on three different points of view: shifts, week days and months. The results are very interesting and point to the existence of seasonality in all the cases, but with different features.

When we compare the morning shift with the afternoon one, most of the fuels show significance of higher sales in the afternoon than in the morning. With the opposite results appears the sales of “diesel”, which is explained by the fact that this kind of fuel is hugely used professionally, and in this case the supply of fuel is made in the morning.

The analysis of week days, allow us to identify that in several cases, the sales are higher in the end of the season than in the beginning. Once again, the “diesel” shows a different behaviour, namely the fact that the parameters have all positive signal. Moreover, in all the day with higher sales is Friday.

Finally, when analyzing the seasonality considering monthly information, December and October seem to be the best months of sales: in the case of December because of trips associated to Christmas (in the case of “diesel” because it is a time of more general sales, which imply higher transportation needs); in the case of October, because of the Baja event.

This kind of information is very interesting for firm managers and could be used in different ways aiming the increase of profitability in the specific business. Note that the existing of seasonality makes sales more predictable and, in this case, this could be used, for example, in pricing. If in the case of shifts it is hard to make changes, it is possible for decision makers to manage the price according with the demand: knowing than demand is higher, it makes possible to put higher prices. Contrarily, if managers think that the demand is lower, they could make promotions to enhance the sales.

Despite of the used approach, it is important to identify some of the limitations of this study. Firstly, as we note previously, we are using data from just one firm, which is not necessarily the relevant market. Secondly, using just data from one firm does not able us to cross information with competitors, which could also be relevant in defining the sales of this firm. Thirdly, and despite the main sales of the firm are fuels, other products are sold (for example, some food and beverages). Although, we believe that these products do not have a relevant share in sales. Finally, we could not introduce in the analysis issues like the increase of electric cars, which could also be affecting fuel sales. Independently of these limitations, we believe that the used sample size gives us some confidence on the results. Moreover, the kind of information we use is hard to obtain for other competitors.

In the future, we want to increase the information of our dataset, including for example the daily prices of the fuels. In this case, we will be able to estimate demand curves and to obtain elasticities for each kind of fuel.

Acknowledgment

Paulo Ferreira acknowledges the financial support of Fundação para a Ciência e a Tecnologia (grants UIDB/05064/2020 and UIDB/04007/2020).

References

- Backus, D., & Crucini, M. (2000). Oil Prices and the terms of trade. *Journal of International Economics*, 50(1), 185-213. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(98\)00064-6](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(98)00064-6).
- Bacon, R. (1986). UK gasoline prices: How fast are changes in crude prices transmitted to the pump? *Oxford Institute for Energy Studies* EE2.
- Bacon, R. (1991). Rockets and Feathers: The asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes. *Energy Economics*, 13, 211-218. [https://doi.org/10.1016/0140-9883\(91\)90022-R](https://doi.org/10.1016/0140-9883(91)90022-R).
- Borenstein, S., Cameron, A., & Gilbert, R. (1997). Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? *The Quarterly Journal of Economics*, 112, 305-339. <https://doi.org/10.1162/003355397555118>.
- Dahl, C. (2012). Measuring global gasoline and diesel price and income elasticities. *Energy Policy*, 41, 2-13. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2010.11.055>.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431. <https://doi.org/10.2307/2286348>.
- Ferderer, J. (1996). Oil price volatility and the macroeconomy. *Journal of Macroeconomics*, 18(1), 1-26. [https://doi.org/10.1016/S0164-0704\(9.6\)80001-2](https://doi.org/10.1016/S0164-0704(9.6)80001-2).
- Grasso, M., & Manera, M. (2007). Asymmetric error correction models for the oil–gasoline price relationship. *Energy Policy*, 35(1), 156-177. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2005.10.016>.
- Hössinger, R., Link, C., Sonntag, A., & Stark, J. (2017). Estimating the price elasticity of fuel demand with stated preferences derived from a situational approach. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 103, 154-171. <https://doi.org/10.1016/j.tra.2017.06.001>.
- IEA (International Energy Agency) (2017). CO2 emissions from fuel combustion: overview. *International Energy Agency*.
- Jiménez-Rodríguez, R., & Sánchez, M. (2005). Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries. *Applied Economics*, 37(2), 201-228. <https://doi.org/10.1080/0003684042000281561>.
- Kang, W., Ratti, R., & Yoon, K. (2015). The impact of oil price shocks on the stock market return and volatility relationship. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 34, 41-54. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2014.11.002>.
- MacKinnon, J. (1994). Approximate asymptotic distribution functions for unit-root and cointegration tests. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 167-176. <https://doi.org/10.2307/1391481>.
- Narayan, P., & Gupta, R. (2015). Has oil price predicted stock returns for over a century? *Energy Economics*, 48, 18-23. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.11.018>.
- Szewerniak, W., Xu, Y., & Dall'erba, S. (2019). The effects of diesel price on regional trade in the USA. *Journal of Economic Geography*, 19(5), 1099-1118. <https://doi.org/10.1093/jeg/lby052>.

Tirkaso, W., & Gren, I. (2019). National gasoline and diesel demand elasticities and regional effects of carbon taxes in Sweden. *Swedish University of Agriculture Sciences Working paper 02/2019*. DOI:10.13140/RG.2.2.24915.84003.

Análisis de las relaciones de los procesos logísticos de un grupo de micro, pequeñas y medianas empresas manufactureras colombianas

MÁRQUEZ GUTIÉRREZ, MATEO

Universidad EAFIT (Colombia)

Correo electrónico: mmarque8@eafit.edu.co

CARMONA GONZÁLEZ, GUILLERMO LEÓN

Universidad EAFIT (Colombia)

Correo electrónico: gcarmona@eafit.edu.co

CASTRO ZULUAGA, CARLOS ALBERTO

Universidad EAFIT (Colombia)

Correo electrónico: ccastro@eafit.edu.co

RESUMEN

El presente artículo tiene como propósito explorar la relación que existe entre un grupo de procesos logísticos importantes de micro, pequeñas y medianas empresas (Mipymes) manufactureras colombianas. A través de un número reducido de factores se simplifica la visión de los análisis realizados a este tipo de empresas tanto desde la práctica como desde la literatura. Para ello se utiliza una metodología basada en análisis estadísticos multivariados. El uso de análisis de elementos permite tener una visión general y descriptiva de los procesos logísticos empresariales. El análisis factorial exploratorio, por su parte, permite obtener un conjunto de factores que explican mejor los procesos, mientras un análisis factorial confirmatorio permite corroborar la validez de dichos factores en una muestra de Mipymes.

Los principales hallazgos consideran cuatro factores principales que mejor representan y relacionan los procesos logísticos y de impacto logístico considerados para las Mipymes con un alto nivel de validez estadístico. Esta investigación considera un número limitado de empresas manufactureras y asume que los procesos que se tomaron en cuenta representan la logística de una empresa, de acuerdo con la literatura. Finalmente, se presenta la simplificación, mediante análisis estadísticos, de los problemas logísticos de Mipymes manufactureras en mercados emergentes como la principal aportación del presente artículo.

Palabras clave: análisis factorial, mipymes, macroprocesos logísticos, análisis de elementos, correlación de variables logísticas.

Clasificación JEL: C10; M10.

MSC2010: 62P30.

Analysis of the relationships of the logistics processes of a group of micro, small and medium colombian manufacturing companies

ABSTRACT

The purpose of this article is to explore the relationship that exists between a group of important logistics processes of Colombian micro, small and medium-sized manufacturing companies (MSMEs). Through a reduced number of factors, the vision of the analyzes carried out on this type of companies is simplified both from practice and from literature. For this, a methodology based on multivariate statistical analysis is used. The use of element analysis allows to have a general and descriptive vision of the business logistics processes. The exploratory factor analysis, for its part, allows obtaining a set of factors that better explain the processes, while a confirmatory factor analysis allows corroborating the validity of these factors in a sample of MSMEs.

The main findings consider four main factors that best represent and relate the logistics and logistics impact processes considered for MSMEs with a high level of statistical validity. This research considers a limited number of manufacturing companies and assumes that the processes that were taken into account represent the logistics of a company, according to the literature. Finally, the simplification, through statistical analysis, of the logistics problems of manufacturing MSMEs in emerging markets is presented as the main contribution of this article.

Keywords: factor analysis, MSMEs, logistic macroprocesses, element analysis, logistic variable correlation.

JEL classification: C10; M10.

MSC2010: 62P30.



1. Introducción.

La logística es una disciplina que se ha considerado frecuentemente como fuente para alcanzar una resiliencia organizacional (Barbosa & Musetti, 2012). Esta disciplina puede llegar a representar hasta un 20% de los costos totales de una empresa (Tran, 2019). Este porcentaje en muchos casos puede llegar a ser mayor a causa de la falta de visión de las empresas para solucionar problemas empresariales de raíz y aumenta aún más cuando son empresas de tamaños reducidos (Gelinas & Bigras, 2004) y en economías no desarrolladas.

Logística a diferencia del concepto de cadena de suministro hace referencia únicamente a la administración de información, materiales, dinero, energía y tiempo al interior de la unidad empresarial. Se considera como un factor importante para el aumento de la competitividad de las empresas, así como por su capacidad de incentivar el desarrollo socioeconómico de los países y sus respectivas regiones (Olivos, Carrasco, Flores, Moreno & Nava, 2015). Corresponde a un área de interés para todo tipo de empresas, en vista de que se compone de la gestión de elementos necesarios para la existencia y correcto funcionamiento de éstas (Yang & Lu, 2017). El mayor interés nace gracias a su potencial de apalancamiento dado en gran parte por su relevancia en los costos organizacionales (Puertas, Martí & García, 2014).

Tanto desde el sector público como del privado históricamente han existido cientos de iniciativas, así como trabajos colaborativos que buscan un apalancamiento de la logística para la mejora de la empresa. El creciente interés de las organizaciones por la llamada Industria 4.0 y su influencia sobre la logística han generado que hoy por hoy las iniciativas que se llevan a cabo le dediquen una mayor atención a la logística (Hofmann & Rüsck, 2017).

Así, existen numerosas aproximaciones de estudio a la logística y a sus áreas de interés desde diferentes modelos, metodologías, estrategias y técnicas. Éstas se basan en el uso de todo tipo de variables que en muchos casos coinciden entre aproximaciones, mientras en otras se genera polémica sobre su relevancia o redundancia de estudio. No existe por su parte una entidad encargada de dictaminar los procesos o variables que deben ser considerados a la hora de estudiar el ámbito logístico en las empresas. Uno de los estudios empíricos más relevantes es el de Croxton, García-Dastugue, Lambert y Rogers (2001) quienes han establecido un fundamento en cuanto a procesos logísticos y en términos generales de cadena de suministro se refiere. Para hacer frente a esto, se plantean metodologías en su mayoría estadísticas como el análisis de varianza (ANOVA) y los análisis factoriales que permiten la simplificación y reducción de variables para justificar su importancia de estudio (Zimon, Madzik & Sroufe, 2019).

Para la implementación de análisis factorial en términos de cadena de suministro, autores como Valadares de Oliveira, Bronzo Ladeira, y McCormack (2011) desarrollan un modelo de madurez de cadena de suministro, basado en procesos propuestos por el “Supply Chain Council” (hoy APICS), donde a partir de 90 indicadores de capacidad de proceso se hayan 16 factores a través de un análisis factorial exploratorio. Estos 16 factores medidos a través de índices resultan ajustarse bastante bien a una serie de datos recolectados por dicho autor. Finalmente, se validan los factores por medio de una implementación en ambientes reales. Otros enfoques recientes en cadena de suministro incluyen desde la estandarización de los sistemas de administración con el fin de simplificar un proceso tan complejo como éste (Zimon et al., 2019), hasta el uso tanto de análisis factorial exploratorio como confirmatorio para validar factores que benefician la integración de cadenas de suministro de ventas al por menor desde la perspectiva logística (Song, Song & Sun, 2019).

En términos logísticos como tal, se encuentran aproximaciones como las de Yang y Lu (2017) quienes centran los esfuerzos en resumir 12 competencias que permiten la evolución logística en las organizaciones en tan solo 6 factores. Al igual que otros autores, estos destacan la obtención de factores como un medio para facilitar la toma de decisiones, en especial aquellas complejas o que involucran recursos. Asimismo, se presentan aproximaciones más específicas a nivel logístico que se enfocan en modelos para la planeación estratégica para la implementación de sistemas de información logístico

(Kitsios, Kamariotou, Madas, Fouskas & Manthou, 2019). Esta aproximación utiliza encuestas con escala Likert y un análisis factorial confirmatorio como herramientas para simplificar más de 20 variables en cinco factores principales. Igualmente, se ha utilizado análisis factorial para identificar los factores principales de capacidad logística en Micro, Pequeñas y Medianas Empresas (Mipymes) (Granadillo, Acosta & Mart, 2018). En éste se realiza y valida un análisis factorial exploratorio y se usa el coeficiente alfa de Cronbach para encontrar diez factores sobre los que se sugiere hacer un esfuerzo para mejorar la capacidad logística.

En general, en entornos de pequeñas organizaciones como tal el análisis factorial es una metodología que se utiliza sin discriminación alguna. Algunos casos representativos son el uso de análisis factorial confirmatorio para la identificación de factores relevantes en las características de las pequeñas organizaciones (Jovanović, Arsić & Nikolić, 2018) y la forma en la que les permite facilitar el proceso de toma de decisiones al interior de la organización agilizando el crecimiento y la internacionalización (Kitsios et al., 2019; Laufs, Bembom & Schwens, 2016). Laufs et al. (2016) destacan cómo en estos casos los factores responden a la propia lógica que puede presenciarse en las realidades empresariales, obteniendo resultados válidos a partir de ello.

Esta investigación parte de un modelo de evaluación de madurez logística para Mipymes manufactureras. El modelo presenta una recopilación de una gran diversidad de procesos o también llamadas variables, tanto logísticas como de impacto logístico. A partir de ellas se busca determinar un número estadísticamente menor de nuevas variables o también factores, a través tanto de análisis factorial exploratorio y confirmatorio, como otros análisis, que representen y resuman las variables consideradas originalmente.

El artículo se organiza de la siguiente manera. En la Sección 2 se presentan los métodos utilizados en el estudio estadístico y explica cómo fue el proceso para recolectar los datos. La Sección 3 muestra los resultados obtenidos de los diferentes análisis realizados, principalmente los análisis factoriales y las validaciones de estos. Por su parte, la Sección 4 presenta las discusiones generadas a partir de los resultados obtenidos, contrastando, comparando y procurando explicar dichos resultados. Finalmente, las conclusiones, aprendizajes y futuros estudios del caso se presentan en la Sección 5 del presente artículo.

2. Métodos.

Los métodos utilizados en la investigación van tanto desde las técnicas de recolección de datos como su posterior orden y análisis estadístico.

2.1. Recolección de datos y características de las empresas.

Los datos se obtienen a partir de una herramienta de autoevaluación de procesos logísticos de Mipymes de la ciudad de Medellín, Colombia. Esta herramienta de autoevaluación hace parte de un modelo de evaluación de madurez de procesos logísticos que consta de un total de 48 procesos entre ellos logísticos y no logísticos propiamente pero que afectan el desempeño logístico de la empresa. Este modelo de evaluación se encuentra fundamentado en estudios previos al respecto (Battista & Schiraldi, 2013; Croxton et al., 2001).

Las empresas se registran a través de una plataforma diseñada para la evaluación de sus procesos. Éstas diligencian un formulario electrónico (Valadares de Oliveira et al., 2011) en el que califican los 48 procesos propuestos en una escala de madurez que va entre cero y cinco, donde cero hace referencia a cuando los procesos son caóticos y cinco cuando estos se encuentran en optimización o en un proceso de mejora constante (Battista & Schiraldi, 2013; Kitsios et al., 2019). Como medio para incentivar la participación de las empresas y una evaluación que fuera transparente, éstas recibían retroalimentaciones como apoyo en la mejora de sus procesos y una comparación anónima tipo

benchmarking con otras organizaciones. El acceso a la plataforma era voluntario, gratuito y sin ningún tipo de restricción; posteriormente las empresas y los datos son filtrados y limpiados para los respectivos análisis, asegurando la calidad de éstos.

Empresas de servicio, consultoras, extracción de bienes primarios, financieras, gubernamentales y en general grandes empresas son excluidas de la investigación. Se consideran únicamente Mipymes manufactureras por su impacto en las economías locales (Nyoni & Bonga, 2018) y por ser el foco de interés de la investigación. Adicionalmente, se verifica que las empresas seleccionadas cuenten con las herramientas necesarias para llevar a cabo una adecuada evaluación de sus procesos, así como que no cuenten con problemas a nivel financiero, legal o político que pueda interferir con la evaluación.

La selección de las empresas se hace a modo de muestreo no probabilístico de tipo por conveniencia y se realiza a través de contactos personales y profesionales, y por difusión de ésta. El método usado con las encuestas para la autoevaluación a través de formularios corresponde a una de las prácticas más adecuadas a la hora de evaluar unidades de negocio y empresas (Sledgianowski, Luftman & Reilly, 2011; Yang & Lu, 2017). Este método de evaluación elimina presiones por la presencia de terceros e impresiones falsas del negocio percibidas durante el desarrollo de la evaluación que se realiza presencialmente (Cronemyr & Danielsson, 2015). Posteriormente, se realiza una validación presencial al 9% de las empresas sobre los datos recolectados para confrontar las evaluaciones realizadas por cada una de ellas.

2.2. Métodos estadísticos implementados.

Entre los métodos estadísticos utilizados se encuentra el análisis de elementos que busca describir superficialmente la naturaleza las variables y las relaciones entre ellas a partir de las observaciones consideradas. De igual importancia se hace uso del análisis factorial que determina los factores que mejor representan las variables. Todos los análisis se plantean para realizarse sobre una muestra de 55 empresas, en donde cada una calificó 48 procesos en total.

2.2.1. Análisis de elementos

El primer análisis realizado parte del uso del concepto de correlación. Éste se utiliza para evaluar la fuerza y dirección de cambio entre dos variables cuantitativas. Un valor alto y positivo de correlación indica una relación directamente proporcional, mientras un valor alto y negativo indica una relación inversamente proporcional. Un valor cercano a cero evidencia que las variables no tienen ninguna relación entre ellas y que parecen verse afectadas por eventos totalmente diferentes. Una medida de correlación de variables con valor absoluto por encima de 0,7 refleja que éstas se encuentran estrechamente ligadas y que, probablemente se ven afectadas por los mismos fenómenos (Comrey & Lee, 2013). Igualmente, medidas de correlación superiores a 0,5 muestran una relación medianamente fuerte entre las variables. Tanto las medidas de correlación de Pearson, Spearman, como otras, se utilizan para medir esta relación entre variables y construir matrices de correlación que permitan un panorama detallado del nivel como diferentes variables se ven afectadas en igual medida por otras.

Por otra parte, coeficientes como el alfa de Cronbach, el omega de McDonald, el lambda de Guttman, el beta de Revelle, entre otros, se utilizan como medios para evaluar la consistencia, uniformidad y confianza de una herramienta de medición utilizada (Revelle & Zinbarg, 2009). En especial estos dos primeros coeficientes, cuanto mayor sean, mejor será la capacidad en cuanto a precisión y pertinencia de la herramienta utilizada para medir las respectivas variables, donde se esperan valores cercanos o superiores a 0,7 (Jovanović et al., 2018). Especialmente el coeficiente de alfa de Cronbach debe ser lo más cercano a 0,95 como sea posible. Sin embargo, un coeficiente menor no significa una baja calidad del estudio ni de la herramienta utilizada (Pennypacker & Grant, 2003).

Es posible, además, probar diferentes escenarios donde al omitir alguna variable se mejora considerablemente el valor del coeficiente de alfa de Cronbach. La variable que al ser omitida mejora el coeficiente demuestra, a través de las mediciones obtenidas, afectar los datos. Coeficientes como el

omega de McDonald son análogos al alfa de Cronbach, basando su medida en las cargas de factores a extraer de los datos, siendo en algunos casos más pertinente su uso al no sesgarse por las varianzas de las variables, como sucede en el coeficiente alfa (Revelle & Zinbarg, 2009).

2.2.2. Análisis factorial

A diferencia del análisis de componentes principales (PCA) que pretende explicar la mayor parte de la varianza total como sea posible de un grupo de variables, el análisis factorial define las variables originales como combinaciones lineales de factores que explican las correlaciones entre las variables.

Los factores son calculables y ejercen un nivel de influencia sobre las variables expresado a través de coeficientes que indican el grado de representación de la variable en el factor. La varianza total de la medición de las variables que los factores deben explicar debe ser lo suficiente para representar fielmente las variables originales, pero que a su vez las describa en un número pequeño y limitado de factores.

Para asegurar un correcto desarrollo de un análisis factorial se sugiere que el número de observaciones sea mayor al número de variables. Autores tales como Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco (2014) sugieren tener una relación de observaciones a variables de 5 a 1.

El número de factores a extraer del análisis factorial exploratorio se determina en este caso con aquellos que logren explicar lo más cercano al 80% de la varianza total de la medición de las variables como sea posible. Igualmente, apoyado en el criterio de Kaiser para determinar el número de factores, que establece la elección de factores con valores propios mayores a uno (Williams, Onsman & Brown, 2010).

3. Resultados.

Los resultados obtenidos constan inicialmente de una simplificación de los procesos en macroprocesos. Las estadísticas descriptivas de los macroprocesos se presentan luego de la simplificación. Posteriormente, a partir de la estadística se determinan los factores que mejor representan los macroprocesos y en consecuencia los procesos que los componen, para la posterior validación de estos factores.

Por otro lado, respecto a las encuestas realizadas, el 60% eran microempresas, el 32,73% pequeñas empresas y un 7,27% medianas empresas. Las personas que respondían la encuesta eran gerentes o personas con conocimientos completos de las empresas; de estos el 56% eran hombres con un promedio de edad de 41,89 años y el 44% mujeres con un promedio de edad de 46,82 años.

3.1 Ponderación de procesos y cálculo de desempeño macroprocesos.

La presencia de gran cantidad de procesos dificulta cualquier tipo de análisis estadístico que se realice. El modelo base utilizado para evaluar Mipymes consta de 48 procesos agrupados en 10 macroprocesos. Los procesos de cada macroproceso reciben una ponderación. Esta ponderación corresponde al inverso de la proporción de la varianza de cada uno de los procesos respecto al total de procesos de un macroproceso (1), para la muestra de 55 Mipymes. La ponderación dada permite dar un mayor peso a los procesos con una menor varianza en cada macroproceso, de manera que se tenga consistencia entre los macroprocesos de diferentes empresas.

$$W_i = \frac{1}{s_i^2 \cdot \sum \frac{1}{s_i^2}} \quad (1)$$

Cada macroproceso tiene entre cuatro y ocho procesos. El cálculo de la madurez de los macroprocesos corresponde a la suma ponderada de sus procesos. Este cálculo se realiza con el fin de representar cada macroproceso de manera integral a partir de un grupo de procesos y estar en la capacidad de llevar a cabo un análisis factorial con un número considerablemente menor de variables.

3.1. Estadísticas generales de los procesos.

La media, la desviación estándar, tamaño de la muestra y demás estadísticas descriptivas de cada uno de los macroprocesos se presentan en la Tabla 1. Los estadísticos descriptivos permiten contar con un acercamiento superficial inicial del comportamiento de los macroprocesos en la muestra de Mipymes.

Tabla 1. Estadísticas descriptivas de los macroprocesos.

Variable	Media	Desviación Estándar	Mediana	Mínimo	Máximo	25%	75%
Almacenes	2,38	0,77	2,40	1,15	3,88	1,65	2,87
Inventarios	2,22	0,66	2,32	0,84	3,63	1,72	2,65
Abastecimiento	2,15	0,66	2,26	0,76	3,49	1,68	2,64
Servicio al cliente	2,03	0,75	2,02	0,63	4,12	1,50	2,47
Planeación	2,02	0,84	1,89	0,31	3,51	1,38	2,76
RRHH	2,50	0,60	2,40	1,40	4,10	2,11	2,85
Ventas	1,46	0,75	1,32	0,44	3,56	0,88	1,88
Producción	2,39	0,43	2,43	1,59	3,64	2,10	2,66
Organizacional	2,10	0,52	2,12	0,94	3,30	1,83	2,40
Externas	1,50	0,66	1,38	0,34	3,10	1,04	2,10

Fuente: Elaboración propia.

Los valores correspondientes a cada uno de los estadísticos descriptivos presentados en la Tabla 1 no se encuentran representados en ninguna unidad de medida. Los valores de los estadísticos responden a la escala adimensional creada para evaluar cada los procesos. Asimismo, todos los análisis siguientes realizados sobre los datos de los macroprocesos presentan esta característica de adimensionalidad. La Tabla 1 permite extraer conclusiones iniciales generales acerca de los macroprocesos. Con estos datos es posible determinar, de la muestra de 55 Mipymes, en términos generales cuál es el macroproceso más débil y cuál es el más fuerte, ya sea utilizando los cuartiles o la media como puntos de corte. Asimismo, es posible determinar el macroproceso que es más estándar entre las organizaciones con ayuda de la desviación estándar.

3.2. Correlación y covarianza de variables.

Después de comprender el comportamiento individual de los macroprocesos, se analizan las relaciones entre ellos. La Tabla 2 muestra las correlaciones que existen entre los diferentes macroprocesos. El concepto de correlación se entiende como la medida en la que se relacionan dos variables o macroprocesos en este caso. Las correlaciones de un macroproceso consigo mismo se omiten, al igual que la mitad de la matriz por la redundancia que significa.

Tabla 2. Matriz de correlaciones de macroprocesos.

	Almacenes	Inventarios	Abastecimiento	Servicio al cliente	Planeación	RRHH	Ventas	Producción	Organizacional
Inventarios	0,69								
Abastecimiento	0,50	0,47							
Servicio al cliente	0,07	-0,02	0,24						
Planeación	0,65	0,64	0,63	0,16					
RRHH	0,45	0,27	0,26	0,20	0,33				
Ventas	0,32	0,40	0,36	0,23	0,68	0,31			
Producción	0,43	0,39	0,35	0,10	0,37	0,38	0,22		
Organizacional	0,43	0,36	0,41	0,32	0,48	0,55	0,58	0,47	
Externas	0,50	0,47	0,53	0,09	0,60	0,22	0,41	0,28	0,43

Fuente: Elaboración propia.

Los valores de correlación en la Tabla 2 se expresan a través de correlaciones de Pearson. Las correlaciones de Pearson se denotan a través de coeficientes que pueden ser tanto valores positivos como negativos, que indican una relación inversamente proporcional entre macroprocesos para este caso. Estos valores representan coeficientes que indican el cambio de dos macroprocesos por un mismo suceso o fenómeno. Para esta matriz de correlaciones, se cuenta con un determinante de 0,009, lo suficientemente bajo como para justificar la posibilidad de realizar un análisis factorial. Del mismo modo, el determinante de la matriz de correlaciones de Spearman que no requiere el supuesto de normalidad de los datos es igual a 0,007, reforzando lo mencionado anteriormente con respecto a la posibilidad de realizar análisis factorial.

Por su parte, tanto las correlaciones de Pearson (Tabla 2) como las correlaciones de Spearman que presentan un valor de correlación superior a 0,5 son estadísticamente significativas con un valor p de 0,05. Por otra parte, el 62,86% de las correlaciones de Pearson inferiores a 0,5 son significativas, en comparación con un 70,59% de las correlaciones de Spearman. Se evidencia que los macroprocesos logísticos seleccionados cuentan con fuertes relaciones entre sí, respaldadas en los datos de la muestra.

De forma similar la Tabla 3 presenta las covarianzas de los macroprocesos a través de una matriz. Esta matriz funciona como medio adicional para afirmar que los datos con los que se cuenta de la muestra de empresas son aptos para realizarles análisis de factores.

Tabla 3. Matriz de covarianza de macroprocesos.

	Almacenes	Inventarios	Abastecimiento	Servicio al cliente	Planeación	RRHH	Ventas	Producción	Organizacional	Externas
Almacenes	0,60									
Inventarios	0,35	0,43								
Abastecimiento	0,26	0,20	0,44							
Servicio al cliente	0,04	-0,01	0,12	0,56						
Planeación	0,42	0,35	0,35	0,10	0,71					
RRHH	0,21	0,11	0,10	0,09	0,17	0,35				
Ventas	0,19	0,20	0,18	0,13	0,43	0,14	0,56			
Producción	0,14	0,11	0,10	0,03	0,13	0,10	0,07	0,18		
Organizacional	0,17	0,12	0,14	0,13	0,21	0,17	0,23	0,11	0,27	
Externas	0,25	0,21	0,23	0,04	0,34	0,09	0,20	0,08	0,15	0,44

Fuente: Elaboración propia.

A diferencia de los valores presentados en la Tabla 2, los datos de la matriz de covarianza no se encuentran estandarizados, por lo que es difícil determinar cuándo es fuerte la covarianza entre macroprocesos. Sin embargo, los valores suficientemente pequeños en la matriz de covarianza de macroprocesos se interpretan como si fueran cero, de forma que sea posible la realización de otros análisis estadísticos. Nuevamente, que entre dos variables o macroprocesos se tenga una medida baja de covarianza representa una semejanza en el comportamiento de éstos, y contrastado con lo evidenciado en la Tabla 2 hacen referencia a hechos similares.

3.3. Consistencia y omisión de variables.

Adicional a la caracterización individual de macroprocesos y sus relaciones, el conjunto de datos recolectados presenta un alfa de Cronbach de 0,86 y un omega de McDonald de 0,91, reflejando una alta consistencia de la herramienta utilizada a través de ambos coeficientes. Basados únicamente en el alfa de Cronbach es posible, con el fin de mejorar la consistencia del estudio, omitir ciertos macroprocesos. La Tabla 4 muestra todos los posibles escenarios donde al omitir algún macroproceso el alfa de Cronbach puede mejorar o empeorar. Idealmente se busca no recurrir a omitir macroprocesos, siempre y cuando el impacto en la consistencia que se puede adquirir al omitir variables no sea significativo.

Tabla 4. Estadísticas de variables omitidas.

Variable omitida	Media total	Desviación estándar total	Correlación total por elemento	Correlación múltiple cuadrada	Alfa de Cronbach
Almacenes	18,36	3,89	0,67	0,63	0,83
Inventarios	18,52	4,01	0,62	0,56	0,84
Abastecimiento	18,59	4,00	0,63	0,48	0,84
Servicio al cliente	18,72	4,23	0,21	0,18	0,88
Planeación	18,73	3,76	0,79	0,75	0,82
RRHH	18,24	4,14	0,47	0,38	0,85
Ventas	19,28	3,97	0,59	0,63	0,84
Producción	18,36	4,23	0,48	0,33	0,85
Organizacional	18,64	4,08	0,67	0,60	0,84
Externas	19,24	4,03	0,59	0,44	0,84

Fuente: Elaboración propia.

Entre las medidas presentadas en cada uno de los escenarios donde se omiten variables o macroprocesos se encuentran la media total, desviación estándar total y las correlaciones totales por elemento y múltiple cuadrada. Estas medidas permiten determinar si justifica, con el propósito de mejorar el análisis, dejar de considerar ciertos macroprocesos. El principal criterio para determinar la omisión de variables en este caso es la consistencia adquirida en el alfa de Cronbach. Un segundo criterio en caso de ser necesario es el aumento de la madurez de los macroprocesos percibida por medio de la media total. Solamente hay un escenario en el que, al omitir el respectivo macroproceso se mejoran las consistencias de las mediciones de madurez realizadas; es el caso del macroproceso de Servicio al Cliente. El potencial de mejora de la herramienta de medición, sin involucrar la aptitud de los datos para realizar análisis factorial, es de un alfa 0,88 respecto a un 0,86 original.

3.4. Cargas de factores y análisis factorial.

Finalmente, no se justifica omitir ningún macroproceso, y en conjunto con la evidencia presentada con anterioridad, se permite apuntar a realizar un análisis factorial. Adicionalmente, pruebas realizadas a los datos como la prueba de esfericidad de Bartlett con un valor p de 2.54×10^{-23} y la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) con una adecuación muestral de 0,82 permiten reforzar la posibilidad de realizar un análisis factorial exploratorio (Yang & Lu, 2017). La Tabla 5 presenta las cargas o influencias de cada uno de los factores, su varianza o valor propio y el porcentaje de la varianza total que cada factor explica. Igualmente se presentan las comunales de cada uno de los macroprocesos; éstas representan la varianza explicada de cada uno de los macroprocesos en los factores definidos. La suma de los porcentajes de varianza de los factores representa el porcentaje acumulado de la varianza total de los macroprocesos que los factores logran explicar.

Tabla 5. Cargas de factores no rotados y comunales.

Variable	FACTOR1	FACTOR2	FACTOR3	FACTOR4	Comunalidad
Almacenes	0,32	0,79	-0,08	0,23	0,78
Inventarios	0,40	0,63	-0,22	0,19	0,64
Abastecimiento	0,36	0,61	-0,06	-0,41	0,66
Servicio al cliente	0,23	0,07	0,29	-0,28	0,22
Planeación	0,68	0,54	-0,23	-0,10	0,82
RRHH	0,31	0,40	0,42	0,17	0,46
Ventas	1,00	0,00	0,00	0,00	1,00
Producción	0,22	0,50	0,26	0,05	0,37
Organizacional	0,58	0,38	0,55	-0,03	0,79
Externas	0,41	0,51	-0,08	-0,18	0,47
<i>Varianza</i>	2,56	2,50	0,75	0,40	6,21
<i>% Var</i>	0,26	0,25	0,08	0,04	0,62

Fuente: Elaboración propia.

Las cargas de factores no rotados es el primer resultado del análisis factorial exploratorio realizado a los datos. Allí se presentan las llamadas influencias que realizan cada uno de los factores sobre los diferentes macroprocesos. Para la extracción de los factores se utilizó el método de máxima verosimilitud, que proporciona las estimaciones de los parámetros que con mayor probabilidad ha producido la matriz de correlaciones (Kitsios et al., 2019). El método de máxima verosimilitud requiere una distribución normal multivariada de los datos. A través de los métodos de Doornik-Hansen, Anderson-Darling y Cramer-von Mises usados como pruebas de normalidad multivariada, se muestra que el conjunto de datos presenta normalidad multivariada con un valor p de significancia de 0,05. Los factores seleccionados comprenden de esta manera más del 60% de los macroprocesos, al mismo tiempo que se conserva un número significativamente menor de factores respecto a las variables.

El método de rotación Equamax permite maximizar el aprovechamiento del potencial de los factores. Éste minimiza tanto el número de variables que saturan alto un factor como el número de factores necesarios para explicar una variable (Osborne, Costello & Kellow, 2011). El resultado de los factores rotados se muestra en la Tabla 6, que cuenta con una estructura de los datos similar al de la Tabla 5. El método de rotación ortogonal seleccionado corresponde a una variante de la rotación Varimax utilizada tradicionalmente en la literatura (Keh, Nguyen & Ng, 2007; Yang & Lu, 2017).

Los valores presentados en la Tabla 6 corresponden a las cargas de los factores rotados bajo el método ortogonal Equamax. Los factores se rotan a fin de mejorar sus propiedades descriptivas y prescriptivas. Las variaciones y comunalidades de los diferentes factores se muestran al igual que en el método sin rotación. El criterio de Kaiser se utiliza para la selección de la cantidad final de factores, donde se evidencia que los cuatro factores que se extraen presentan un valor propio superior a la unidad y que explican más del 60% de la varianza (Lloret-Segura et al., 2014). Adicionalmente se evidencia cómo cada macroproceso tiene mayores cargas en algunos factores, haciendo que sea posible simplificar la visión de los macroprocesos considerados inicialmente en un esperado número inferior de factores.

Tabla 6. Cargas de factores con rotación Equamax.

Variable	FACTOR1	FACTOR2	FACTOR3	FACTOR4	Comunalidad
Almacenes	0,76	0,13	0,33	-0,27	0,78
Inventarios	0,70	0,26	0,16	-0,24	0,64
Abastecimiento	0,31	0,18	0,17	-0,71	0,66
Servicio al cliente	-0,19	0,16	0,28	-0,29	0,22
Planeación	0,53	0,54	0,12	-0,48	0,82
RRHH	0,23	0,15	0,62	-0,08	0,46
Ventas	0,12	0,96	0,20	-0,16	1,00
Producción	0,30	0,06	0,47	-0,23	0,37
Organizacional	0,09	0,40	0,74	-0,27	0,79
Externas	0,37	0,26	0,17	-0,48	0,47
<i>Varianza</i>	1,79	1,61	1,47	1,34	6,21
<i>% Var</i>	0,18	0,16	0,15	0,13	0,62

Fuente: Elaboración propia.

Del mismo modo, se resalta que cada factor ejerce influencia sobre todos los macroprocesos; no obstante, ejercen mayor influencia sobre un grupo de macroprocesos específico. En la práctica, estos factores describen unas circunstancias que afectan en paralelo el desempeño de madurez de los macroprocesos. Al no representar el 100% de la varianza de los macroprocesos, producto de tener menos factores que macroprocesos, algunos de los factores no generan suficiente influencia sobre ciertos macroprocesos.

La Tabla 7 presenta los resultados de un análisis factorial confirmatorio realizado al modelo obtenido por el análisis factorial exploratorio. Se considera en primera instancia el modelo de cuatro factores y se compara con un modelo de un solo factor para evaluar la pertinencia de estos factores.

Tabla 7. Índices de bondad de ajuste para el modelo de cuatro factores (Nº. 1) y un modelo de un factor (Nº. 2)

Modelo	χ^2	GL	Valor-p	RMSEA	SRMR	CFI	TLI	AIC	BIC
1	24,088	21	0,289	0,054	0,063	0,984	0,972	715,52	761,409
2	51,581	27	0,003	0,135	0,082	0,87	0,827	731,013	765,429

Fuente: Elaboración propia.

A través de los índices de bondad de ajuste mostrados en la Tabla 7 es posible corroborar la conformación de los factores generados a través del análisis exploratorio, verificando además la correcta disposición de los macroprocesos.

4. Discusión.

El estudio procede primero con un análisis descriptivo de los macroprocesos logísticos considerados. Luego estudia las relaciones que se evidencian entre los macroprocesos de las diferentes empresas que accedieron a participar del estudio. Finalmente se llega a un análisis de factores que indiquen las dimensiones o factores en las que los macroprocesos pueden ubicarse para facilitar sus futuros estudios o análisis (Gorman & Primavera, 1983).

El modelo de madurez utilizado para evaluar el desempeño logístico de las empresas consta de 48 procesos en total. Para efectos de los análisis estadísticos realizados, la cantidad de variables dificulta el estudio en vista de que se requieren al menos cinco veces más observaciones para asegurar validez de los mismos (Lloret-Segura et al., 2014). Es por ello por lo que se busca una estrategia para no solo agrupar sino representar numéricamente los 48 procesos en los respectivos 10 macroprocesos con los que se trabajan. Esta forma de representar permite personificar fielmente la totalidad de procesos del modelo. Disponer de 10 variables en lugar de 48, facilita y mejora el manejo de los datos, los análisis y los resultados.

En términos generales el macroproceso que por presentar una media de madurez más baja y puede ser considerado como el más débil en la muestra de empresas analizadas son las ventas. Al evaluarlas dentro de las empresas se consideran las estrategias utilizadas, los niveles de venta respecto a los esfuerzos realizados y los niveles de exportación. Por el contrario, el macroproceso que en general presenta en promedio un mayor desarrollo es el manejo del recurso humano (RRHH). La gestión y manejo del recurso humano considera aspectos como el cuidado, desarrollo, capacidades y niveles de estudio del personal, así como la adecuación de los lugares de trabajo de éste. La causa de que el macroproceso de ventas sea el menos maduro o más débil puede deberse a que son empresas en mercados sumamente competitivos donde las estrategias utilizadas para vender requieren, en el futuro cercano, una revisión cuidadosa, así como las asistencias necesarias para el aumento de las exportaciones. Por el contrario, el macroproceso que evidencia mayor fortaleza se debe a un tema cultural en una región donde las relaciones interpersonales y profesionales suelen ser muy fuertes. Los estudios de procesos comúnmente señalan procesos fuertes y débiles en casos de estudio determinados (Tracey, 1998; Tran, 2019; Wynn, Turner & Lau, 2013), a diferencia del presente artículo.

La matriz de correlaciones muestra relaciones primarias de alto interés entre los macroprocesos de las Mipymes que en cierta medida apelan a la lógica (Laufs et al., 2016), contando adicionalmente con una significancia estadística. La más fuerte de las relaciones se encuentra entre el manejo de los inventarios y la gestión del almacenamiento como estructura física. Existe evidencia en parte de las empresas validadas presencialmente, que una buena organización del almacenamiento viene acompañada de un mejor manejo de los inventarios. Por lo tanto, en varios casos de la práctica, los macroprocesos de almacenamiento e inventarios se trabajan como una sola área.

La matriz de covarianzas con valores cercanos a cero (Dziuban & Shirkey, 1974), los cálculos de determinantes de las matrices de correlaciones y pruebas como la KMO y la esfericidad de Bartlett (Yang & Lu, 2017) son las principales fuentes que permiten indicar que los datos recolectados son aptos para realizar análisis factorial exploratorio y posteriormente confirmatorio. Todos los resultados de estas estrategias aportaron positivamente a este análisis.

Huang y Han (2006) sugieren contar con datos que muestren un alfa de Cronbach superior 0,7 para asegurar una alta consistencia. El modelo de madurez utilizado con los macroprocesos seleccionados presenta una alta consistencia con medidas de alfa de Cronbach de 0,86 y omega de McDonald de 0,91. A pesar de revisar escenarios donde es posible mejorar la consistencia del modelo, basado en el alfa de Cronbach, y por ende la interpretación dada a los macroprocesos, solo se mejora en uno de los escenarios con un alfa 2,3% mayor. No se justifica por su bajo impacto sobre la consistencia, omitir el macroproceso de servicio al cliente del modelo y del análisis posterior. Ambos coeficientes tienen como resultado valores altos que validan la herramienta, la metodología y los análisis.

Estudios factoriales específicamente en modelos de madurez en empresa ya se han realizado con anterioridad. El caso de Sledgianowski et al. (2011) donde un análisis factorial sobre un modelo de madurez para evaluar TI en ocho empresas encuentra seis factores claves o el de Valadares de Oliveira et al. (2011) quienes reducen 90 procesos en 16 factores. La selección del número de factores corresponde a lo propuesto por la literatura. Lloret-Segura et al., (2014) sugieren dentro de las técnicas tradicionales comúnmente aceptadas utilizar tanto el criterio de Kaiser como el criterio de la varianza total explicada. Estos métodos para determinar el número de factores resultaron apropiados puesto que permitieron encontrar un número significativamente menor de factores que se ajustaron bastante bien a los datos y a las variables.

El resultado del análisis factorial exploratorio permite determinar y el análisis factorial confirmatorio reconocer un FACTOR1 compuesto por los macroprocesos de Almacenes ($|0,79|$) e Inventarios ($|0,70|$), que describe todo lo involucrado con el manejo de materias primas, insumos y producto en proceso dentro de la empresa. El FACTOR2 lo componen Planeación ($|0,54|$) y Ventas ($|0,96|$) al describir el desarrollo de las estrategias gerenciales de las empresas que impactan entre otras cosas las ventas y la internacionalización. El FACTOR3 por su parte está compuesto por la gestión del Recurso Humano ($|0,62|$), los macroprocesos Organizacionales ($|0,74|$) y Producción ($|0,47| \approx 0,5$) que describen la cultura, el desarrollo y el papel del personal en la generación de valor tangible de la compañía. Finalmente, el FACTOR4 lo componen el Abastecimiento ($|-0,71|$) y variables Externas ($|-0,48| \approx 0,5$) que representan las influencias del mercado, la economía y las políticas en el desempeño de la empresa. Los macroprocesos que forman cada uno de los factores que cuentan con rotación Equamax, disponen de cargas iguales o superiores a 0,5. El único macroproceso que no se ubica dentro de ninguno de los factores por su baja influencia en los factores definidos es el Servicio al Cliente. De forma similar, los macroprocesos originales tienen comunalidades en un gran rango de valores. Sin embargo, esto no representa una preocupación pues a grandes rasgos los macroprocesos presentan altas influencias de los factores establecidos, y sabiendo que cada macroproceso cuenta con una comunalidad superior a 0,2 lo que los hace relevantes para la extracción de factores (Zimon et al., 2019).

Por su parte el análisis factorial confirmatorio permite observar cómo índices de bondad de ajuste como el RMSEA, SRMR, CFI y el TLI en términos generales validan el modelo de cuatro factores obtenido a través del análisis factorial exploratorio (Song et al., 2019). De esta manera se valida tanto la cantidad de factores definidos, como la composición de cada uno de ellos y cómo se ajusta el modelo a los datos recolectados.

5. Conclusiones.

La investigación corresponde a un estudio de correlaciones y factores, por lo que no se menciona causalidad de una variable respecto a otra. Todos los valores presentados de los macroprocesos corresponden a un nivel de madurez en una escala entre 0 y 5. Esta escala permitió y facilitó un análisis y evaluación objetiva de los procesos y macroprocesos empresariales. El cálculo del desempeño de los macroprocesos mediante los procesos que los componen permite reducir la complejidad del problema mientras se visualiza de forma integral y con criterio suficiente a las empresas. Los macroprocesos cuentan con desviaciones estándar bajas, por lo que el promedio resulta ser una medida válida para concluir sobre macroprocesos débiles y fuertes. Tanto el macroproceso más fuerte (Recurso Humano) como el más débil (Ventas) se ven influenciados por las características del ambiente sociocultural y competitivo propio de la muestra de empresas.

La matriz de correlaciones presenta múltiples correlaciones fuertes entre los macroprocesos. A pesar de que los factores explican un conjunto de macroprocesos relacionados, la matriz de correlaciones permite ver relaciones una a una. La matriz de covarianzas respecto a la matriz de correlaciones no muestra información adicional; sin embargo, sirve como apoyo para demostrar relaciones entre variables, entre otros usos. El constructo de madurez se valida con los altos valores del alfa de Cronbach y de la omega de McDonald obtenidos. A pesar de que existe la posibilidad de omitir

variables para mejorar la consistencia de los macroprocesos y del modelo usado como base, el potencial de mejora que se obtiene no justifica la omisión de variables. Asimismo, el omega de McDonald que se basa en las cargas factoriales de las variables, es lo suficientemente alto como para tener la necesidad de omitir variables.

Los factores resultantes representan las áreas más grandes en las que las Mipymes deben enfocarse para evitar caer en un enfoque únicamente operativo (Solano, Bravo & Giraldo, 2012) y asegurar el camino hacia el éxito competitivo y productivo. Los macroprocesos que componen cada uno de los factores presentan condiciones prácticas similares que los lleva a tener un mismo foco estratégico. De esta manera, las pequeñas organizaciones pueden enfocarse por mejorar las operaciones de cada uno de los factores propuestos, que finalmente afectan el desempeño de otros procesos con los que se tiene alta relación al compartir factor y esto, por último, puede mejorar el desempeño logístico y total de la organización.

Los futuros trabajos apuntan a expandir el análisis a otras regiones o países, la implementación del modelo usado en grandes empresas para comparar resultados y, finalmente, la implementación en empresas no solamente manufactureras, lo que implicará una adaptación del modelo a industrias de servicios y otros sectores. Asimismo, realizar un muestreo de manera totalmente aleatoria en una población determinada de empresas.

Agradecimientos

Al profesor Juan G. Arrieta-Posada del Departamento de Ingeniería de Producción de la Universidad EAFIT por su compromiso y dedicación durante el desarrollo de la investigación.

Financiación

Los autores recibieron apoyo financiero para la investigación, la autoría y la publicación de este artículo del Departamento de Descubrimiento y Creación de la Universidad EAFIT en Medellín, Colombia.

Referencias

- Barbosa, D.H., & Musetti, M.A. (2012). A survey on SMEs logistics performance in the capital goods industry: a comparative analysis. *Production*, 22(2), 249-258. <https://doi.org/10.1590/s0103-65132012005000016>
- Battista, C., & Schiraldi, M.M. (2013). The logistic maturity model: Application to a fashion company. *International Journal of Engineering Business Management*, 5(SPL.ISSUE). <https://doi.org/10.5772/56838>
- Comrey, A.L., & Lee, H.B. (2013). A First Course in Factor Analysis. In *The Statistician* (2nd Ed., Vol. 43, Issue 2). Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9781315827506>
- Cronemyr, P., & Danielsson, M. (2015). Process Management 1-2-3 – a maturity model and diagnostics tool. *Total Quality Management & Business Excellence*, 24(April 2015), 37-41. <https://doi.org/10.1080/14783363.2013.791114>
- Croxton, K.L., García-Dastugue, S.J., Lambert, D.M., & Rogers, D.S. (2001). The Supply Chain Management Processes. *The International Journal of Logistics Management*, 12(2), 13-36.

<https://doi.org/10.1108/09574090110806271>

- Dziuban, C. D., & Shirkey, E. C. (1974). When is a correlation matrix appropriate for factor analysis? Some decision rules. *Psychological Bulletin*, *81*(6), 358-361. <https://doi.org/10.1037/h0036316>
- Gelinas, R., & Bigras, Y. (2004). The Characteristics and Features of SMEs: Favorable or Unfavorable to Logistics Integration? *Journal of Small Business Management*, *42*(3), 263-278. <https://doi.org/10.1111/j.1540-627x.2004.00111.x>
- Gorman, B.S., & Primavera, L.H. (1983). The complementary use of cluster and factor analysis methods. *Journal of Experimental Education*, *51*(4), 165-168. <https://doi.org/10.1080/00220973.1983.11011856>
- Granadillo, H., Acosta, E.O., & Mart, D. (2018). Diseño de un modelo de factores clave de capacidad logística para las pequeñas y medianas empresas del sector de confecciones de Cartagena, Colombia. *Interciencia*, *43*(3), 215-218. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=339/33957185011>
- Hofmann, E., & Rüsçh, M. (2017). Industry 4.0 and the current status as well as future prospects on logistics. *Computers in Industry*, *89*, 23-34. <https://doi.org/10.1016/j.compind.2017.04.002>
- Huang, S.J., & Han, W.M. (2006). Selection priority of process areas based on CMMI continuous representation. *Information and Management*, *43*(3), 297-307. <https://doi.org/10.1016/j.im.2005.08.003>
- Jovanović, I., Arsić, M., & Nikolić, Đ. (2018). Entrepreneurial personality traits and SMEs profitability in transition economy. *Serbian Journal of Management*, *13*(1), 89-104. <https://doi.org/10.5937/sjm13-13087>
- Keh, H.T., Nguyen, T.T.M., & Ng, H.P. (2007). The effects of entrepreneurial orientation and marketing information on the performance of SMEs. *Journal of Business Venturing*, *22*(4), 592-611. <https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2006.05.003>
- Kitsios, F., Kamariotou, M., Madas, M.A., Fouskas, K., & Manthou, V. (2019). Information systems strategy in SMEs: critical factors of strategic planning in logistics. *Kybernetes*, *49*(4), 1197-1212. <https://doi.org/10.1108/K-10-2018-0546>
- Laufs, K., Bembom, M., & Schwens, C. (2016). CEO characteristics and SME foreign market entry mode choice: The moderating effect of firm's geographic experience and host-country political risk. *International Marketing Review*, *33*(2), 246-275. <https://doi.org/10.1108/IMR-08-2014-0288>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, *30*(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Nyoni, T., & Bonga, W.G. (2018). Anatomy of the Small & Medium Enterprises (SMEs) Critical Success Factors Anatomy of the Small & Medium Enterprises (SMEs) Critical Success Factors (CSFs) in Zimbabwe : Introducing the 3E Model. *Journal of Business and Management (DRJ-JBM)*, *1*(2), 01-18. <https://ssrn.com/abstract=3130094>
- Olivos, P.C., Carrasco, F.O., Flores, J.L.M., Moreno, Y.M., & Nava, G.L. (2015). Modelo de gestión logística para pequeñas y medianas empresas en México. *Contaduría y Administración*, *60*(1), 181-203. [https://doi.org/10.1016/S0186-1042\(15\)72151-0](https://doi.org/10.1016/S0186-1042(15)72151-0)
- Osborne, J.W., Costello, A.B., & Kellow, J.T. (2011). Best Practices in Exploratory Factor Analysis. In *Best Practices in Quantitative Methods* (Issue September).

<https://doi.org/10.4135/9781412995627.d8>

- Pennypacker, J.S., & Grant, K.P. (2003). Project Management Maturity: An Industry Benchmark. *Project Management Journal*, 34(1), 4-11. <https://doi.org/10.1177/875697280303400102>
- Puertas, R., Martí, L., & García, L. (2014). Logistics performance and export competitiveness: European experience. *Empirica*, 41(3), 467-480. <https://doi.org/10.1007/s10663-013-9241-z>
- Revelle, W., & Zinbarg, R. (2009). Coefficientes Alpha, Beta, Omega and the GLB. *Psychometrika*, 74(1), 145-154.
- Sledgianowski, D., Luftman, J.N., & Reilly, R.R. (2011). Development and Validation of an Instrument to Measure Maturity of IT Business Strategic Alignment Mechanisms. *Information Resources Management Journal*, 19(3), 18-33. <https://doi.org/10.4018/irmj.2006070102>
- Solano, M.A., Bravo, J.J., & Giraldo, J.A. (2012). Metodología de mejoramiento en el desempeño de sistemas de producción. Aplicaciones en Pymes de la confección. *Ingeniería y Competitividad*, 14(2), 37-52. <https://doi.org/10.25100/iyc.v14i2.2653>
- Song, G., Song, S., & Sun, L. (2019). Supply chain integration in omni-channel retailing: a logistics perspective. *International Journal of Logistics Management*, 30(2), 527-548. <https://doi.org/10.1108/IJLM-12-2017-0349>
- Tracey, M. (1998). The Importance of Logistics Efficiency to Customer Service and Firm Performance. *The International Journal of Logistics Management*, 9(2), 65-81. <https://doi.org/10.1108/09574099810805843>
- Tran, L. (2019). *The factors affecting Logistics Service Quality - case study at Saigon New Port Logistics (SNPL), Vietnam*. <https://www.theseus.fi/handle/10024/166324>
- Valadares de Oliveira, M.P., Bronzo Ladeira, M., & McCormack, K.P. (2011). The Supply Chain Process Management Maturity Model – SCPM3. *Supply Chain Management - Pathways for Research and Practice*. <https://doi.org/10.5772/18961>
- Williams, B., Onsman, A., & Brown, T. (2010). Exploratory factor analysis: A five-step guide for novices. *Australasian Journal of Paramedicine*, 8(3), 1-13. <https://doi.org/10.33151/ajp.8.3.93>
- Wynn, M.G., Turner, P., & Lau, E. (2013). E-business and process change: Two case studies (towards an assessment framework). *Journal of Small Business and Enterprise Development*, 20(4), 913-933. <https://doi.org/10.1108/JSBED-03-2012-0044>
- Yang, B., & Lu, J. (2017). Empirical Research on the Factors Affecting Core Competence Evolution of Logistics Enterprises Based on Service Innovation. *Proceedings of the 2017 International Conference on Humanities Science, Management and Education Technology (HSMET 2017)*, 96(Hsmet), 1205-1209. <https://doi.org/10.2991/hsmet-17.2017.222>
- Zimon, D., Madzik, P., & Sroufe, R. (2019). Management systems and improving supply chain processes: Perspectives of focal companies and logistics service providers. *International Journal of Retail and Distribution Management*. <https://doi.org/10.1108/IJRDM-04-2019-0107>



Aplicación de la hipótesis de paridad de poder adquisitivo en el pronóstico de la tasa de cambio del peso colombiano contra el dólar estadounidense

JIMÉNEZ-MÉNDEZ, EDGAR RICARDO

Universidad Jorge Tadeo Lozano (Bogotá, Colombia)

Correo electrónico: edgarr.jimenezm@utadeo.edu.co

AGUILERA PEÑA, NICOLÁS

Universidad Jorge Tadeo Lozano (Bogotá, Colombia)

Correo electrónico: nicolas.aguilerap@utadeo.edu.co

RESUMEN

Este paper muestra el pronóstico de la tasa de cambio entre el peso colombiano y el dólar estadounidense (en adelante dólar) desde Diciembre del 2019 hasta Diciembre del 2020, basado en un modelo VEC (Vector Error Correction) a partir de la hipótesis de paridad de poder adquisitivo débil. Con esto, se propone que la tasa de cambio se ajusta no solamente para equilibrar las diferencias en precios entre Estados Unidos y Colombia, sino también para equilibrar una tercera variable, en este caso el precio del petróleo WTI. Dado que la principal fuente de ingresos por exportaciones para Colombia son los recursos petroleros, se consideró valioso usar las cotizaciones del WTI como proxy para estimar la probable dirección que siga la tasa de cambio en el corto y medio plazo.

Palabras clave: pronóstico, peso colombiano, petróleo WTI, Modelos VEC, paridad.

Clasificación JEL: G17.

MSC2010: 6202; 65C60; 91G70; 91G80.

Application of the purchasing power parity hypothesis in the forecast of the exchange rate of the Colombian peso against the US dollar

ABSTRACT

This paper shows the forecast of the exchange rate between the Colombian peso and the US dollar (hereinafter the dollar) from December 2019 to December 2020, based on a VEC (Vector error correction) model based on the parity hypothesis of weak purchasing power. With this, it's proposed that the exchange rate is adjusted not only to balance the differences in rates between the United States and Colombia, but also to balance a third variable, in this case WTI crude oil price. Caused by that the main source of export earnings for Colombia has its source in oil resources, it was considered valuable to use WTI quotes as a proxy to estimate the likely direction of the exchange rate in the short and medium term.

Keywords: forecast, Colombian peso, WTI Oil, VEC Models, parity.

JEL classification: G17.

MSC2010: 6202; 65C60; 91G70; 91G80.



1. Introducción y revisión bibliográfica.

La hipótesis de paridad de poder adquisitivo (PPP por sus siglas en inglés) es acogida por la mayoría de economistas como una explicación racional de las tasas de cambio en respuesta a la diferencia de precios en dos países distintos (Mankiw, 2016). Su lógica está centrada en que los agentes racionales explotan las oportunidades de arbitraje internacional en precios a través del comercio. De esta forma los efectos de la entrada y salida de divisas producto del intercambio equilibran los precios internacionales a través de la tasa de cambio (Lipschitz & Schadler, 2019).

Sin embargo, esta hipótesis ha sido ampliamente refutada como lo explica Wang (2009), en su amplia revisión literaria. En esta muestra que Krugman (1978) no encuentra evidencia de que la hipótesis de PPP se mantenga para el periodo entre guerras (primera y segunda guerra mundial) y de flotación reciente (régimen flexible después de la salida de Estados Unidos del pacto de Bretton Woods en 1971). Frenkel (1981) no encuentra evidencia suficiente para sostener que la hipótesis de PPP relativo se mantiene y argumenta que puede ser consecuencia de rigideces comerciales, tales como políticas arancelarias. Por otra parte, Serletis y Gogas (2004) encuentran que la evidencia a favor del PPP es poco robusta.

En otras cosas siguiendo el hilo de Wang (2009) a favor del PPP se puede encontrar que Cumby y Obstfeld (1984) aportan evidencia contundente para la tasa de cambio entre Estados Unidos y Canadá para el periodo de flotación reciente. Por su parte, Holmes y Wang (2005) encuentran que para una muestra de países africanos se cumple la hipótesis cuando se analiza la convergencia de largo plazo. Sucesivamente Papell y Prodan (2006) encuentran que modelando las divisas de 14 países y teniendo en cuenta los cambios estructurales, no se rechaza la hipótesis de paridad por poder adquisitivo.

En cuanto a la hipótesis de cointegración entre la razón de precios y la tasa de cambio puede encontrarse que, sin salir de la revisión hecha por Wang (2009), Taylor (1988), Patel (1990) y Kim (1990) usan el método de cointegración de dos etapas de Engle y Granger (1987) donde encuentran resultados poco satisfactorios en vista de que no se satisface el equilibrio de largo plazo; sin embargo persistiendo en la hipótesis de cointegración mediante el método de Johansen y Juselius (1990), McDonald (1993), Cochrane y DeFina (1995) y Jacobson y Nessen (2004) aportan evidencia de que los precios relativos y la tasa de cambio demuestran convergencia conjunta en el largo plazo.

Respecto a los usos del modelo VEC, Hernández, Mesa y Vélez (2009) logran encontrar pronósticos consistentes en modelos VAR usando la hipótesis de PPP. Cerquera, Gómez y Arias (2018) demuestran la inexistencia de co-movimiento entre la tasa de cambio del peso colombiano y el dólar estadounidense con los precios relativos. Kugler y Lenz (1993) muestran cómo se cumple la hipótesis de PPP como una propiedad de largo plazo para la libra, la lira, la corona noruega, el schilling, el escudo y la peseta, mientras que parece no mantenerse para la corona sueca, el franco belga, y el dólar con el dólar canadiense.

2. Procedimiento.

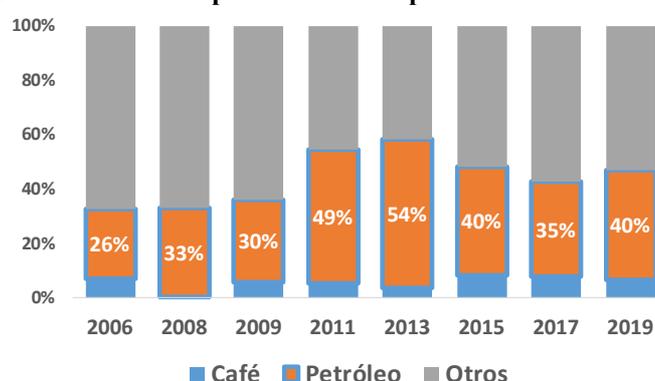
Teniendo en cuenta la revisión literaria presentada anteriormente se considera que un buen modelo para el pronóstico de la tasa de cambio, teniendo en cuenta la paridad de poder adquisitivo como elemento fundamental, puede ser un modelo VEC que contemple la hipótesis débil PPP al incluir el precio del WTI como una variable adicional que logra equilibrar la relación conjunta con los precios relativos y la tasa de cambio pesos colombianos por dólar. Esta idea surge de lo planteado por McDonald (1993) donde la estacionariedad de las desviaciones de una divisa respecto a una cesta de otras es tenida en cuenta al momento de validar la paridad por poder adquisitivo.

De esta manera se plantea que cuando la tasa de cambio no está corrigiendo para aliviar las diferencias entre los precios nacionales y extranjeros, debe ser porque los efectos del WTI sobre la

balanza de pagos Colombiana mantienen la tasa de cambio real en “desequilibrio”. Lo último implicaría que aún en presencia de desajustes en PPP, la relación entre los precios el WTI y la tasa de cambio debería ser estacionaria.

La razón para asumir que el WTI es una variable que puede estar explicando estos choques en la tasa de cambio real viene de la relevancia que la venta de crudo ha tenido dentro de las exportaciones colombianas (Gráfico 1). Por ejemplo, dentro de los últimos 13 años el peso mínimo del sector petróleo, productos derivados del petróleo y productos convexos dentro de las exportaciones colombianas ha sido de 25,76%, mientras que el promedio en este lapso temporal ha sido de 39,43%. Esto revela que, en promedio, con todo lo demás constante, cada 1% de cambio en el precio de estas exportaciones ha tenido que contribuir a un cambio inmediato del 0,39% en el valor de las exportaciones, o lo que es lo mismo en la entrada de dólares por cuenta de exportaciones.

Gráfico 1. Peso del petróleo en las exportaciones colombianas.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del DANE (DANE, 2019).

Otro aspecto relevante del precio del petróleo, es la manera en que puede impactar la inflación, ya que los combustibles derivados del petróleo impactan el sector energético de la cesta familiar (Gregorio, 2012). Por lo tanto, es racional asumir que, además de afectar la balanza de pagos, también puede afectar los precios que perciben los agentes económicos, tanto en Colombia como en Estados Unidos.

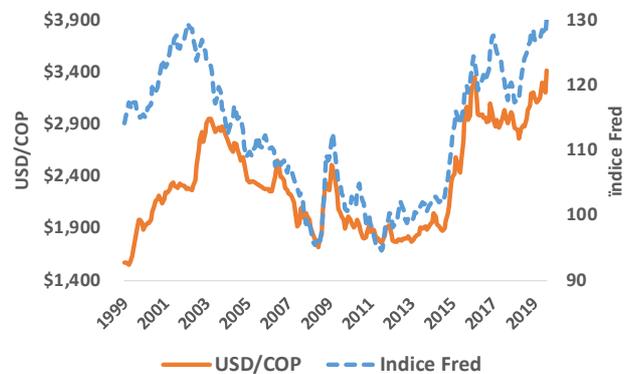
Por otra parte, al observar los efectos de la tasa de cambio sobre el WTI y la inflación se puede encontrar que si un choque exógeno diferente al del precio del petróleo, afectase al dólar a nivel mundial, los productores de petróleo, en busca de maximizar sus ganancias en moneda local, podrían responder variando la cantidad producida (Amuzegar, 1978). Ahora bien, ya que adaptar la producción toma tiempo en consecuencia a que cambiar los factores de producción puede demorarse, entonces puede deducirse que si el choque exógeno al dólar se ve reflejado en la tasa de cambio colombiana, el precio del WTI podría responder de manera significativa a retardos temporales en la tasa de cambio.

El mecanismo de ajuste se daría, por ejemplo, en un aumento de la producción petrolera mundial a largo plazo si el nivel del dólar a nivel mundial sube y les permite a los petroleros recibir más dólares por cada barril; eventualmente este aumento en la producción haría que el precio del WTI corrija a la baja. Por el contrario, si bajase el dólar la reducción de costos, producto de la conducta maximizadora de la firma (Varian, 1992), incentivaría a las empresas a reducir la producción, lo que eventualmente por la ley de oferta y demanda llevaría a que el precio del petróleo corrigiera al alza.

Un ejemplo de la similitud entre el índice dólar calculado por la FED (Federal Reserve Bank of St Louis, 2019), que mide el precio promedio del dólar ponderado por el valor de los bienes y servicios intercambiados para los mayores socios comerciales de Estados Unidos y la tasa de cambio en

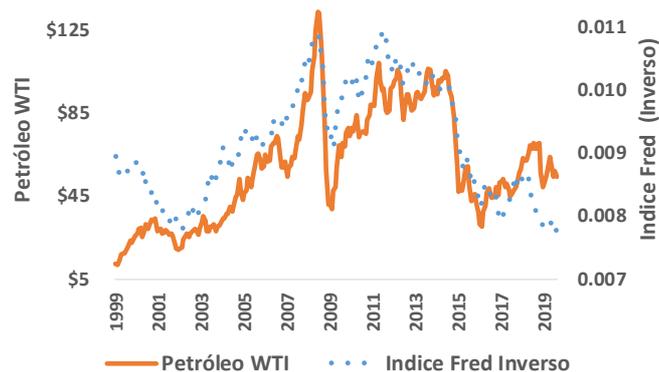
Colombia, además de una elevada correlación con el precio del petróleo, como puede observarse en el Gráfico 2. De forma análoga en el Gráfico 3 se muestra la relación entre el índice dólar (inverso) y el precio del petróleo.

Gráfico 2. Índice del Dólar (FRED) contra tasa de cambio USD/COP.



Fuente: Elaboración propia con datos de la FRED de ST Louis y Bloomberg.

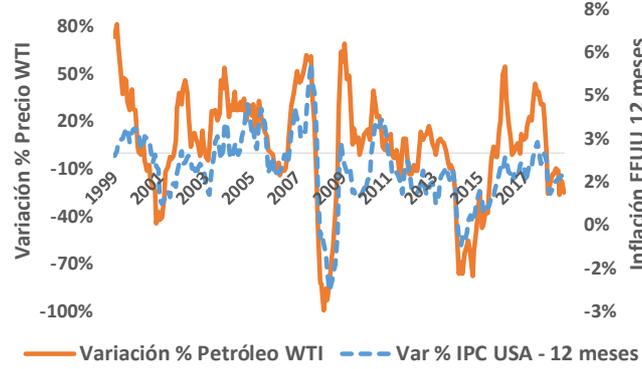
Gráfico 3. Índice del Dólar (FRED) - Inverso contra petróleo WTI.



Fuente: Elaboración propia con datos de la FRED de ST Louis y Bloomberg.

En cuanto a los efectos de la Razón de precios sobre el WTI se deduce la existencia de una relación, debido a que la inflación en Estados Unidos está ligada a la productividad económica (Garín, Lester, & Sims, 2018), entonces en épocas de alto crecimiento la demanda por bienes y servicios, entre ellos el petróleo, deberían generar presiones inflacionarias además de la valorización en los precios del petróleo. De esta manera, la correlación de la inflación estadounidense con el WTI debería transmitirse a la razón de precios. Esta relación se puede ver en el Gráfico 4, donde se da un comportamiento similar en cuanto a la dirección de las cotizaciones del combustible fósil y las variaciones en los índices generales de precios al consumidor estadounidense.

Gráfico 4. Variaciones cotización WTI contra inflación en los Estados Unidos.



Fuente: Elaboración propia, datos FRED de ST Louis y Bloomberg.

Acudiendo al contexto anterior, se procedió a realizar los test de raíz unitaria para intercepto y tendencia de las variables de modelo. Como resultado se encuentra evidencia estadística de no estacionariedad en la razón de precios del petróleo WTI y la TRM (ver tablas 3, 4, 5 y 6 al final). En consecuencia, se propone entonces que la especificación del modelo está dada por la siguiente expresión general de la representación VEC:

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln(E_t) \\ \Delta \ln(WTI_t) \\ \Delta \ln(P_t) \end{bmatrix} = A_0 + \sum_{i=1}^J B_i \begin{bmatrix} \Delta \ln(E_{t-i}) \\ \Delta \ln(WTI_{t-i}) \\ \Delta \ln(P_{t-i}) \end{bmatrix} - \Pi \begin{bmatrix} \ln(E_{t-1}) \\ \ln(WTI_{t-1}) \\ \ln(P_{t-1}) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{E,t} \\ u_{WTI,t} \\ u_{P,t} \end{bmatrix},$$

donde:

P: el IPC colombiano dividido entre el IPC estadounidense a precios base de un mismo año y la frecuencia está en meses.

E: la tasa de cambio pesos por dólar.

WTI: el precio del petróleo WTI.

La magnitud del retardo “J”, en la ecuación planteada, se escogió por el criterio de Akaike (1974) (ver Tabla 7).

$$\Leftrightarrow \Delta Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^J B_i \Delta Y_{t-i} - \Pi Y_{t-1} + u_t \quad \forall u_t \sim (0, \Omega); \Delta Y_t \sim I(0).$$

$$\text{donde: } \Pi = I - C\Lambda C^{-1} \Leftrightarrow \Pi = C[I - \Lambda]C^{-1} \quad \forall \Lambda = \begin{bmatrix} \lambda_E & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_{WTI} & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_P \end{bmatrix}$$

$$\Rightarrow \Pi = C[I - \Lambda]C^{-1} \Leftrightarrow \Pi = C \begin{bmatrix} 1 - \lambda_E & 0 & 0 \\ 0 & 1 - \lambda_{WTI} & 0 \\ 0 & 0 & 1 - \lambda_P \end{bmatrix} C^{-1} \Leftrightarrow \Pi = \alpha' \beta$$

Donde “ α ” es la matriz de velocidad de ajuste y “ β ” es la matriz de coeficientes que forman la combinación lineal que cointegra a las variables y “ λ_k ” denota las raíces características de cada variable. De esto se concluye que el efecto de las raíces unitarias se desvanece (en el caso que existan raíces unitarias), lo que deja únicamente las combinaciones lineales que son estacionarias. Teniendo en cuenta lo anterior y los métodos de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), se realiza el test de traza (ver Tabla 1), donde se prueba el rango de la matriz “ Π ”, que indica la cantidad de vectores cointegradores e identifica la estructura del modelo.

3. Pronóstico.

Una vez se rechaza la hipótesis de no cointegración y habiendo identificado la estructura del modelo por el test de traza mencionado con anterioridad, se puede proceder a solucionar la ecuación dinámica contenida en el modelo VEC mediante la siguiente lógica:

$$\Delta Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^J B_i \Delta Y_{t-i} - \Pi Y_{t-1} + u_t$$

$\Rightarrow \Delta Y_t = B(L)^{-1}A_0 - B(L)^{-1}\Pi Y_{t-1} + B(L)^{-1}u_t \forall B(L)^{-1} = (I - \sum_{i=1}^J B_i)^{-1}$, de donde se deduce que:

$$\Delta Y_t \sim I(0) \Leftrightarrow (B(L)^{-1}A_0 - B(L)^{-1}\Pi Y_{t-1} + B(L)^{-1}u_t) \sim I(0)$$

De esto se puede ver que:

$$Y_t = B(L)^{-1}A_0 + (I - B(L)^{-1}\Pi)Y_{t-1} + B(L)^{-1}u_t, \text{ donde por iteración se encuentra que:}$$

$$Z_{t+k} = (I - B(L)^{-1}\Pi)^k Z_t + (I - B(L)^{-1}\Pi)^{k-1}u_{t+1} + \dots + u_{t+k} \forall Z_t = Y_t - \mu_Y$$

De modo que $E[Z_{t+k}] = (I - B(L)^{-1}\Pi)^k Z_t$ gobernará el pronóstico para el horizonte deseado.

En cuanto a la constante se puede probar, por método iterativo, que ésta obedece a la siguiente expresión:

$$\mu_{t+k} = \sum_{k=1}^N (I - B(L)^{-1}\Pi)^{k-1} B(L)^{-1}A_0$$

Por otra parte, los errores de pronóstico denominados “e” están dados por:

$$e_{t+k} = Z_{t+k} - E[Z_{t+k}] \Leftrightarrow e_{t+k} = (I - B(L)^{-1}\Pi)^{k-1}u_{t+1} + \dots + u_{t+k}$$

De modo que su varianza va estar especificada por “ $\Sigma = E[ee']$ ” lo que para el “t+k”-ésimo periodo se expresa como:

$$\Sigma_{t+k} = \Omega + \Psi\Omega\Psi' + \Psi^2\Omega(\Psi')^2 + \dots + \Psi^{k-1}\Omega(\Psi')^{k-1}$$

$$\forall \Psi = (I - B(L)^{-1}\Pi); \Omega = E[uu']; \Sigma_{t+k} = \begin{bmatrix} \sigma_{E,t+k}^2 & \sigma_{E,WTI,t+k} & \sigma_{E,P,t+k} \\ \sigma_{WTI,E,t+k} & \sigma_{WTI,t+k}^2 & \sigma_{WTI,P,t+k} \\ \sigma_{P,E,t+k} & \sigma_{P,WTI,t+k} & \sigma_{P,t+k}^2 \end{bmatrix}$$

donde “ Σ_k ” contiene las varianzas de cada error que gobernarán la incertidumbre alrededor del pronóstico en “t+k” periodos en el futuro.

4. Resultados de la estimación.

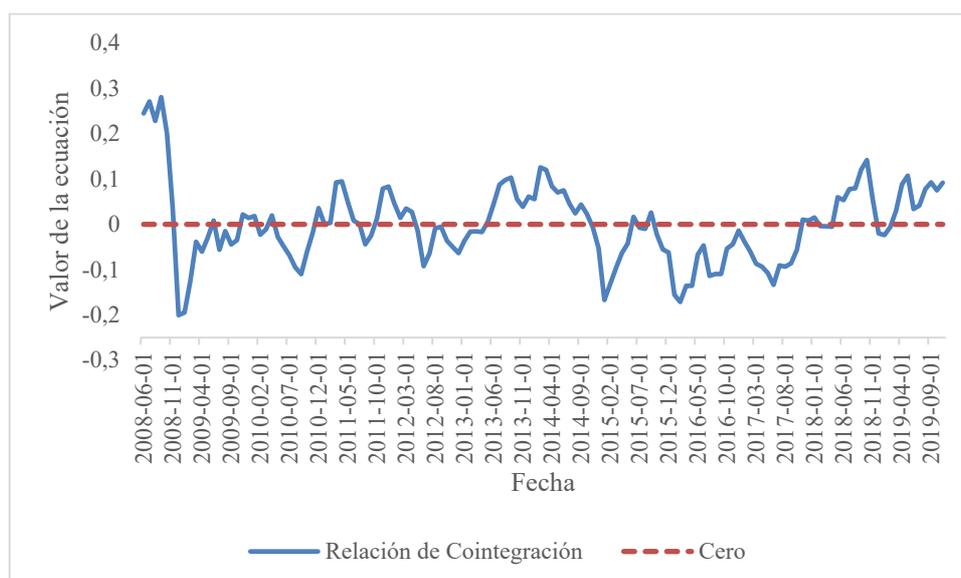
El cálculo del modelo se realizó con datos a partir de junio del 2008, momento para el que habían ya transcurrido ocho años desde la implementación del régimen cambiario flexible a finales de los 90 (Urrutia & Llano, 2012), esto se hizo con la intención de mejorar la bondad de ajuste y hacer más ciertos los pronósticos.

Tras realizar el Test de Traza por los métodos Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), se concluyó que el modelo que mejor se ajusta a los datos es uno con constante en la expresión VEC y con constante en la ecuación de cointegración (Tabla 1). De ahí se propone que solo existe una ecuación de cointegración “ $f(E, WTI, P)_t$ ” de la forma:

$$f(E, WTI, P)_t = \ln(E_t) - 1.51\ln(P_t) + 0.52\ln(WTI_t) - 9.3 \text{ (ver Tabla 2).}$$

Que es estacionaria con valor esperado “ $E[f(E, WTI, P)_t] = 0$ ”, por lo tanto, cualquier choque exógeno que saque a las variables del equilibrio estocástico dinámico se desvanecerá gradualmente, a medida que las variables que forman la función se van ajustando. Como ejemplo se puede observar el Gráfico 5, que muestra la relación de cointegración y como ésta retorna al equilibrio a partir de agosto del 2008 y se mantiene ahí desde finales del 2008 hasta la actualidad.

Gráfico 5. Relación de Cointegración.



Fuente: Elaboración propia con Eviews a partir de los datos de la FRED de ST Louis, Banco de la República de Colombia (Banco de la Republica de Colombia, 2019) y el DANE.

Según el vector de velocidad de ajuste “ α ’” la calibración promedio de las variables, a un 1% de desviación del equilibrio, es de -0,065% para la tasa de cambio, -0,45% para el WTI y -0,005% para la razón de precios, donde esta última no es significativa al 5% de significancia estadística, pero si lo es al 10%. Esto indica que el WTI es la variable que menos demora en ajustarse. En cuanto a los precios, su coeficiente de velocidad muestra que estos presentan rigideces en el corto plazo, lo que unido a la significancia que tienen dentro de la ecuación de cointegración, permite suponer que su ajuste es una propiedad de largo plazo.

En otras cosas los efectos cruzados de las variables mostraron que el primer retardo en el cambio logarítmico de la tasa de cambio impacta de manera significativa al primer cambio en el logaritmo de todas las variables a excepción del WTI. Lo mismo evidenció el segundo retardo lo que indica que no existe evidencia de relación alguna, por lo menos en los dos primeros retardos, entre la tasa de cambio pesos por dólar y el WTI. Lo anterior afirma entonces la hipótesis hecha previamente, en la que se proponía que el petróleo podía responder a la tasa de cambio, que reflejaba los movimientos del dólar a nivel mundial en el largo plazo.

Lo anterior responde a que, en el corto plazo, al menos en los dos primeros retardos, parece no haber relación alguna, lo que tiene sentido porque la producción de petróleo no puede expandirse a menos que se adapte rápidamente el capital productivo, y esto es muy difícil debido a la especificidad técnica que requiere. Por el contrario, en el largo plazo sí existe la posibilidad de adaptar el capital y la producción petrolera mundial y eso se evidencia en el coeficiente positivo dentro de la relación de cointegración, que explica que, para mantener la ecuación balanceada, el WTI tiene que moverse en forma inversa a los movimientos del dólar en el largo plazo.

En la razón de precios se encontró evidencia de que el cambio logarítmico del primer retardo solo impacta de manera significativa al cambio logarítmico de la tasa de cambio y al de la razón de precios, lo que es congruente con la hipótesis PPP. Respecto al segundo retardo no se encontró relación con ninguna variable bajo el criterio de que todos los estadísticos “t” sean mayores que 1,1.

Por último, el primer retardo del cambio logarítmico del WTI impactó de manera significativa al cambio logarítmico de la razón de precios y al cambio logarítmico del mismo WTI. Esto último confirma el hecho de que el combustible juega un rol en la inflación relativa. También es relevante aclarar que el R^2 del modelo fue de 21,7%.

4.1. Análisis de impulso respuesta.

En el análisis de impulso respuesta (Gráfico 5.1), la respuesta del WTI a la tasa de cambio refuerza la hipótesis que se había planteado anteriormente donde se proponía que la respuesta óptima de los productores de petróleo al precio del dólar a nivel internacional, reflejado en la tasa de cambio de Colombia, podía hacer que el precio del WTI se moviera de manera inversa debido a los incentivos que el precio del dólar produce en la producción de petróleo en el largo plazo.

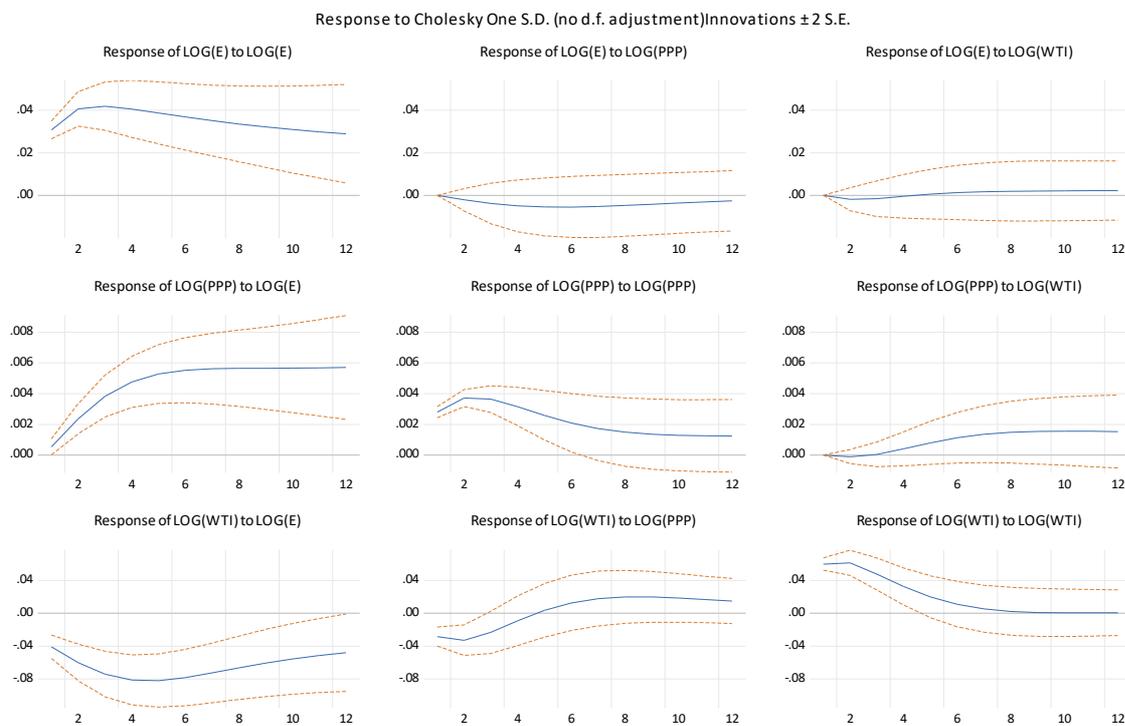
También se observa que el impacto de la razón de precios sobre el WTI es negativo en el corto plazo y permanentemente positiva en el largo plazo. Este fenómeno no tiene base teórica dentro de la hipótesis de paridad por poder adquisitivo y queda abierta la posibilidad para su investigación en otros trabajos, en vista de que no es la intención del trabajo presente hacerlo. Respecto a sí mismo el impacto del WTI tiende a estabilizarse en cero en el largo plazo debido a que éste es estacionario en la muestra extraída (ver Tablas 3-6).

En cuanto al impacto de las variables sobre la razón de precios, todas muestran tener magnitudes positivas. El efecto del WTI sobre la razón de precios se debe al efecto que tiene el incremento de precios de la energía en la cesta básica (ya mencionado con anterioridad), mientras que lo mismo puede afirmarse de la tasa de cambio sobre la cesta de bienes importados, aunque la respuesta al WTI para la muestra extraída no muestra ser significativamente diferente de cero a dos errores estándar. Por último, la respuesta de la razón de precios a sí misma muestra ser permanente; esto se debe a que esta variable no es estacionaria.

Respecto a las respuestas de la tasa de cambio a sí misma y las otras variables se nota que responde a sí misma y al WTI de manera positiva en el largo plazo y de forma negativa a la razón de precios, lo que contradice la hipótesis PPP y a la ecuación de largo plazo que cointegra las variables estimada por el modelo (Tabla 2). Lo anterior no es un problema si se tiene en cuenta que a 2 desviaciones estándar como se ve en el Gráfico 5.1 el impulso respuesta de la tasa de cambio al WTI y a la razón de precios no muestra ser significativamente diferente de cero.

Es preciso aclarar que de los impulsos respuesta analizados anteriormente únicamente dos fueron estadísticamente diferentes de cero y corresponden a las respuestas de la razón de precios y el WTI a la tasa de cambio, lo que podría estar sugiriendo en un principio que la tasa de cambio es el causante en cómo se mueven estas dos variables, y no al contrario, lo que no supone contradicción alguna con la hipótesis paridad débil de poder adquisitivo, ya que ésta solo propone que las variables involucradas se ajustan para mantenerse equilibradas.

Gráfico 5.1 Análisis de impulso respuesta.



Fuente: Elaboración propia con Eviews a partir de los datos de la FRED de ST Louis, Banco de la República de Colombia (Banco de la Republica de Colombia, 2019) y el DANE.

4.2. Test de Causalidad de Granger.

El resultado de este test (Tabla 8) dista un poco de los resultados vistos en el Gráfico 5.1, ya que según el test de causalidad de Granger (Granger, 1969), de manera individual, las únicas variables que causan a otras en el sentido de Granger al 5% de significancia estadística, son la tasa de cambio hacia la razón de precios y el WTI hacia la tasa de cambio, donde este último aparecía como un efecto no significativo según el análisis de impulso respuesta.

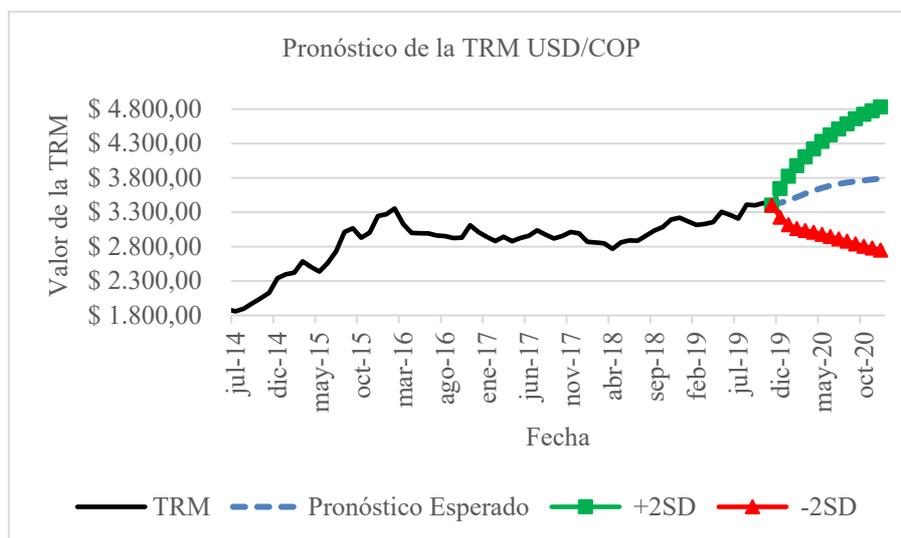
No obstante, lo descrito en el párrafo anterior, como se ve en la tabla 8, el test conjunto arroja que todas las variables causan a las otras en el sentido de Granger con la única excepción del WTI, en vista de que ninguna de las variables lo causa ni de forma individual como conjunta. Esto unido al descarte de la magnitud del impacto en los impulsos respuesta no significativos, y aceptando la significancia en la ecuación de largo plazo, nos permite hacernos a la idea de que es correcto pronosticar la tasa de cambio para Colombia teniendo en cuenta los efectos conjuntos del WTI y la razón de precios.

4.3. Resultados del pronóstico.

Tras resolver la ecuación dinámica del VEC se encontró que la tasa de cambio tiene una senda ascendente en su valor esperado, con una varianza creciente en el tiempo. Los resultados arrojan que se

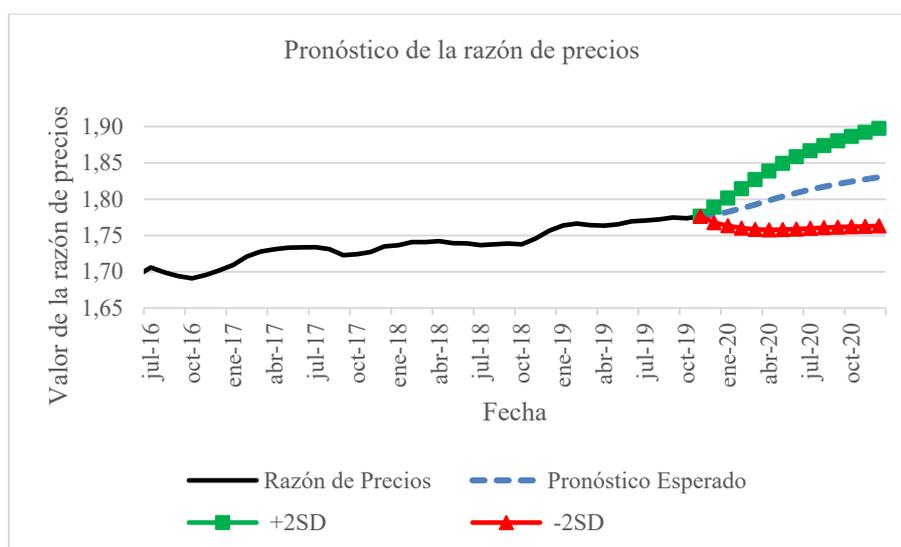
espera una tasa de cambio de \$3.436 para diciembre de 2019, \$3685 para junio del 2020 y \$3789 para diciembre del 2020; estos resultados están representados en los siguientes gráficos con errores de pronóstico de dos desviaciones estándar.

Gráfico 6. Resultados del pronóstico para la tasa de cambio del peso colombiano contra el dólar estadounidense (USD/COP).



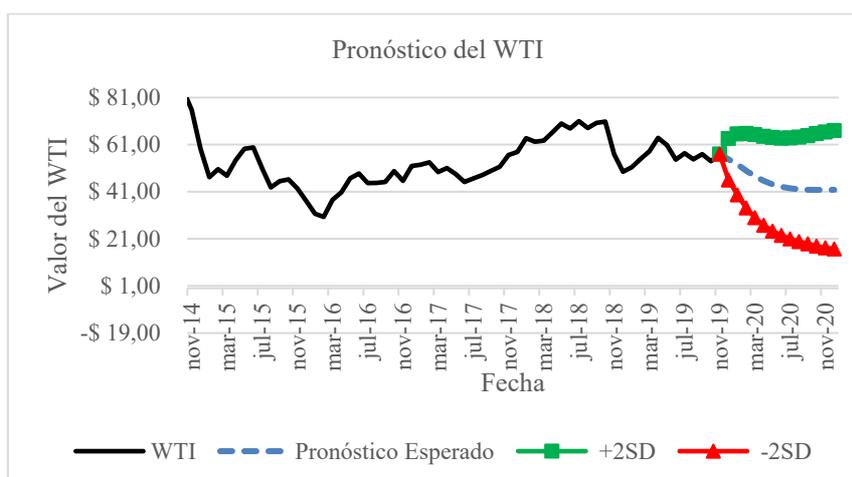
Fuente: Elaboración propia con Eviews a partir de los datos de la FRED de ST Louis, Banco de la República de Colombia y el DANE.

Gráfico 7. Resultados del pronóstico para la razón de precios.



Fuente: Elaboración propia con Eviews a partir de los datos de la FRED de ST Louis, Banco de la República de Colombia y el DANE.

Gráfico 8. Resultados del pronóstico para el precio del WTI.



Fuente: Elaboración propia con Eviews a partir de los datos de la FRED de ST Louis, Banco de la República de Colombia y el DANE.

5. Conclusiones.

Para este caso la hipótesis de cointegración entre las variables propuestas se cumple y aunque los precios parecen presentar rigideces en el corto plazo, debido a que la velocidad de ajuste en la razón de los mismos no es significativa, en el largo plazo sí existe evidencia de ajuste según lo indica la ecuación de cointegración. Se puede concluir que los efectos del índice dólar, reflejados en la tasa de cambio colombiana, impacta, con excepción del WTI, como cambian las variables dos meses en el futuro, mientras lo mismo ocurre con el cambio logarítmico de la razón de precios un mes a futuro. Por su lado, el cambio logarítmico del petróleo, solo tiene impacto sobre sí mismo y la razón de precios un mes en el futuro, lo que confirma la hipótesis planteada en cuanto al efecto del petróleo sobre los precios. Teniendo en cuenta al segundo retardo, la evidencia mostró que el cambio logarítmico del petróleo se impacta a sí mismo y al cambio logarítmico del dólar (Tabla 2). Todo esto confirma la hipótesis débil de PPP y la incidencia del WTI sobre la tasa de cambio pesos por dólar.

Los test de raíz unitaria para intercepto y tendencia de las variables de modelo, dieron evidencia estadística de no estacionariedad en la razón de precios y la TRM, hecho que validó la primera fase de la investigación.

Muchos de los efectos impulso respuesta no fueron significativos ya que a dos errores estándar se encontraba espacio por encima y debajo de cero.

Una gran cantidad de los efectos significativos a corto plazo dados por el efecto de las variables a 1 o 2 retardos, fueron de menor magnitud que el efecto que había en la ecuación de largo plazo, lo que quiere decir que justamente prima el efecto de la ecuación de largo plazo.

El Test de causalidad de Granger, aunque individualmente da pocas causalidades en el sentido de Granger, en el sentido conjunto prueba causalidad que es justamente lo que, sumado a las demás pruebas realizadas, da la validez científica necesaria para realizar pronósticos con el modelo VEC propuesto.

Según el modelo el pronóstico para la tasa de cambio USD/COP, dado el comportamiento de la razón de precios y el WTI, indica que la tasa de cambio terminaría alrededor de los \$3436 en diciembre de 2019 y en \$3789 para diciembre del 2020.

Para finalizar, al mismo tiempo se obtuvo el pronóstico para el precio del WTI, basado en el modelo de tasa de cambio, que mantiene en evidencia la relación inversa entre la cotización del petróleo y la tasa de cambio USD/COP al mostrar niveles cercanos a los \$41 dólares para el año 2020.

Anexo de Tablas Estadísticas.

Tabla 1. Test de Traza por el método de Johansen y Juselius, Maximum likelihood estimation and inference on cointegration.

Date: 12/13/19 Time: 21:01
Sample (adjusted): 2008M06 2019M11
Included observations: 138 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LOG(E) LOG(PPP) LOG(WTI)
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.175409	35.81337	29.79707	0.0090
At most 1	0.062493	9.197540	15.49471	0.3474
At most 2	0.002115	0.292236	3.841466	0.5888

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.175409	26.61583	21.13162	0.0076
At most 1	0.062493	8.905304	14.26460	0.2941
At most 2	0.002115	0.292236	3.841466	0.5888

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

LOG(E)	LOG(PPP)	LOG(WTI)
12.97756	-19.68354	6.852804
-13.19937	36.20136	-0.360587
4.962814	4.780093	1.896705

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LOG(E))	D(LOG(PPP))	D(LOG(WTI))
0.005060	0.000537	0.001236
0.000419	-0.000676	2.57E-05
-0.034807	0.003084	-0.000572

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 1098.103

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOG(E)	LOG(PPP)	LOG(WTI)
1.000000	-1.516737	0.528050
	(0.27413)	(0.06833)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)		
D(LOG(E))	0.065670	
	(0.03313)	
D(LOG(PPP))	0.005432	
	(0.00331)	
D(LOG(WTI))	-0.451712	
	(0.08818)	
<hr/>		
2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 1102.556		
<hr/>		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)		
LOG(E)	LOG(PPP)	LOG(WTI)
1.000000	0.000000	1.147567
		(0.15394)
0.000000	1.000000	0.408454
		(0.08137)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)		
D(LOG(E))	0.058578	-0.080154
	(0.04725)	(0.10519)
D(LOG(PPP))	0.014359	-0.032724
	(0.00459)	(0.01022)
D(LOG(WTI))	-0.492418	0.796770
	(0.12568)	(0.27977)

Fuente: Elaboración propia con Eviews a partir de los datos de la FRED de ST Louis, El Banco de la República de Colombia y el DANE.

Tabla 2. Resultado del cálculo del Modelo VEC.

Vector Error Correction Estimates			
Date: 12/13/19 Time: 13:50			
Sample (adjusted): 2008M06 2019M11			
Included observations: 138 after adjustments			
Standard errors in () & t-statistics in []			
<hr/>			
Cointegrating Eq:	CointEq1		
<hr/>			
LOG(E(-1))	1.000000		
LOG(PPP(-1))	-1.516737		
	(0.27413)		
	[-5.53298]		
LOG(WTI(-1))	0.528050		
	(0.06833)		
	[7.72831]		
C	-9.302999		
<hr/>			
Error Correction:	D(LOG(E))	D(LOG(PPP))	D(LOG(WTI))
<hr/>			
CointEq1	0.065670	0.005432	-0.451712
	(0.03313)	(0.00331)	(0.08818)
	[1.98199]	[1.64114]	[-5.12261]
D(LOG(E(-1)))	0.291733	0.040050	-0.100445
	(0.09796)	(0.00979)	(0.26070)
	[2.97816]	[4.09292]	[-0.38529]
D(LOG(E(-2)))	-0.275120	0.022481	0.051473
	(0.10583)	(0.01057)	(0.28166)

D(LOG(PPP(-1)))	[-2.59961] -1.351410 (0.97594)	[2.12658] 0.344505 (0.09749)	[0.18275] -0.709152 (2.59734)
D(LOG(PPP(-2)))	[-1.38473] -0.107607 (0.85913)	[3.53381] 0.064894 (0.08582)	[-0.27303] 0.072870 (2.28646)
D(LOG(WTI(-1)))	[-0.12525] -0.034457 (0.03881)	[0.75617] -0.006448 (0.00388)	[0.03187] 0.275066 (0.10329)
D(LOG(WTI(-2)))	[-0.88778] -0.131393 (0.03953)	[-1.66313] 0.004201 (0.00395)	[2.66292] 0.190854 (0.10521)
C	[-3.32357] 0.006394 (0.00304)	[1.06386] 0.000754 (0.00030)	[1.81397] -0.002022 (0.00809)
	[2.10363]	[2.48242]	[-0.25000]
R-squared	0.217307	0.522676	0.302990
Adj. R-squared	0.175162	0.496973	0.265459
Sum sq. resids	0.116941	0.001167	0.828280
S.E. equation	0.029992	0.002996	0.079821
F-statistic	5.156173	20.33592	8.073008
Log likelihood	292.2471	610.1535	157.1669
Akaike AIC	-4.119524	-8.726862	-2.161839
Schwarz SC	-3.949828	-8.557166	-1.992143
Mean dependent	0.004712	0.001788	-0.005717
S.D. dependent	0.033024	0.004224	0.093134
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.94E-11	
Determinant resid covariance		2.46E-11	
Log likelihood		1098.103	
Akaike information criterion		-15.52323	
Schwarz criterion		-14.95051	
Number of coefficients		27	

Fuente: Elaboración propia con Eviews a partir de los datos de la FRED de ST Louis, El Banco de la República de Colombia y el DANE.

Tabla 3. Test de raíz unitaria para intercepto y tendencia TRM Banco de la República de Colombia.

Null Hypothesis: E has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.9125160	0.6426
Test critical values: 1% level	-4.026942	
5% level	-3.443201	
10% level	-3.146309	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(E)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2008M08 2019M11
Included observations: 136 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

E(-1)	-0.040669	0.021265	-1.912516	0.0580
D(E(-1))	0.273340	0.083910	3.257543	0.0014
C	66.77959	36.56813	1.826169	0.0701
@TREND("2008M06")	0.557065	0.296957	1.875913	0.0629

Fuente: Elaboración propia con Eviews a partir de los datos de la FRED de ST Louis, El Banco de la República de Colombia y el DANE.

Tabla 4. Test de raíz unitaria intercepto y tendencia, Razón de índice de precios.

Null Hypothesis: PPP has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.871648	0.0637
Test critical values: 1% level	-4.026942	
5% level	-3.443201	
10% level	-3.146309	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
 Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PPP)
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 2008M08 2019M11
 Included observations: 136 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PPP(-1)	-0.022420	0.011979	-1.871648	0.0635
D(PPP(-1))	0.578081	0.070927	8.150354	0.0000
C	0.032093	0.016517	1.943017	0.0541
@TREND("2008M06")	6.42E-05	3.60E-05	1.782778	0.0769

Fuente: Elaboración propia con Eviews a partir de los datos de la FRED de ST Louis, El Banco de la República de Colombia y el DANE.

Tabla 5. Test de raíz unitaria intercepto y tendencia, WTI.

Null Hypothesis: WTI has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.363173	0.0608
Test critical values: 1% level	-4.026942	
5% level	-3.443201	
10% level	-3.146309	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
 Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(WTI)
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 2008M08 2019M11

Included observations: 136 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
WTI(-1)	-0.083164	0.024728	-3.363173	0.0010
D(WTI(-1))	0.419252	0.077358	5.419608	0.0000
C	6.647772	2.478614	2.682053	0.0083
@TREND("2008M06")	-0.013591	0.014127	-0.962071	0.3378

Fuente: Elaboración propia con Eviews a partir de los datos de la FRED de ST Louis, El Banco de la República de Colombia y el DANE.

Tabla 6. Test de raíz unitaria WTI con intercepto.

Null Hypothesis: WTI has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.315781	0.0160
Test critical values: 1% level	-3.478911	
5% level	-2.882748	
10% level	-2.578158	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
 Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(WTI)
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 2008M08 2019M11
 Included observations: 136 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
WTI(-1)	-0.071563	0.021583	-3.315781	0.0012
D(WTI(-1))	0.409818	0.076713	5.342233	0.0000
C	4.858106	1.637557	2.966678	0.0036

Fuente: Elaboración propia con Eviews a partir de los datos de la FRED de ST Louis, El Banco de la República de Colombia y el DANE.

Tabla 7. Test de retardos óptimos en el VAR de la expresión VEC.

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: DLOG(E) DLOG(PPP) DLOG(WTI)
 Exogenous variables:
 Sample: 2008M06 2019M11
 Included observations: 132

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	1033.936	NA	3.62e-11	-15.52933	-15.33277*	-15.44946
2	1048.849	28.47104*	3.31e-11*	-15.61893*	-15.22582	-15.45918*
3	1055.611	12.60253	3.42e-11	-15.58502	-14.99536	-15.34541
4	1060.309	8.540927	3.66e-11	-15.51983	-14.73361	-15.20035
5	1069.535	16.35593	3.65e-11	-15.52326	-14.54049	-15.12391

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fuente: Elaboración propia con Eviews a partir de los datos de la FRED de ST Louis, El Banco de la República de Colombia y el DANE.

Tabla 8. Test de causalidad de Granger.

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Sample: 2008M06 2019M11
 Included observations: 135

Dependent variable: D(LOG(E))			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(PPP))	2.260778	2	0.3229
D(LOG(WTI))	12.76809	2	0.0017
All	14.29075	4	0.0064
Dependent variable: D(LOG(PPP))			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(E))	22.23449	2	0.0000
D(LOG(WTI))	3.244543	2	0.1974
All	36.57652	4	0.0000
Dependent variable: D(LOG(WTI))			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(E))	0.271428	2	0.8731
D(LOG(PPP))	0.216362	2	0.8975
All	0.365579	4	0.9852

Fuente: Elaboración propia con Eviews a partir de los datos de la FRED de ST Louis, El Banco de la República de Colombia y el DANE.

Referencias

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Amuzegar, J. (1978). OPEC and the Dollar Dilemma. *Foreign Affairs*, 56(4), 740-750.
- Banco de la República de Colombia (2019, Diciembre 13). *banrep.gov.co*. Retrieved from <https://www.banrep.gov.co/es/estadisticas/trm>

- Cerquera, O.H., Gómez, C.F., & Arias, C. J. (2018). Purchasing power parity in the Colombian exchange rate. *Ánfora*, 25(45), 123-143. <https://doi.org/10.30854/anf.v25.n45.2018.515>.
- Cochrane, S., & DeFina, R. (1995). Predictable components in exchange rates. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 35(1), 1-14.
- Cumby, R., & Obstfeld, M. (1984). International interest rate and price level linkage under flexible exchange rates: review of recent evidence. In R. M. Bilson, *Exchange Rate Theory and Practice* (pp. 121-151). Chicago, Estados Unidos: University of Chicago Press.
- DANE (2019, agosto). *DANE*. Retrieved from <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/comercio-internacional/exportaciones>
- Engle, R.F., & Granger, C. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-267.
- Federal Reserve Bank of St Louis (2019). *fred.stlouisfed.org*. Retrieved from <https://fred.stlouisfed.org/series/TWEXB>
- Frenkel, J.A. (1981). Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of News: Lessons from the 1970s. *Journal of Political Economy*, 89(4), 665-705.
- Garín, J., Lester, R., & Sims, E. (2018). *Intermediate Macroeconomics*. Indiana: University of Notre Dame.
- Granger, C.W. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 424-438.
- Gregorio, J.D. (2012). POLICY CORNER: Commodity Prices, Monetary Policy, and Inflation. *IMF Economic Review*, 60, 600-633. <https://doi.org/10.1057/imfer.2012.15>
- Hernández, C.F., Mesa, R.F., & Pareja, I.V. (2009). Proyección de la tasa de cambio de Colombia bajo condiciones de PPA: evidencia empírica usando var. *Estudios Gerenciales*, 25(113), 211-226.
- Holmes, M., & Wang, P. (2005). Do African countries move asymmetrically towards Purchasing Power Parity? *South African Journal of Economics*, 73(2), 292-301. <https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2005.00018.x>
- Jacobson, T., & Nessen, M. (2004). Examining world-wide Purchasing Power Parity. *Empirical Economics*, 29, 463-476. <https://doi.org/10.1007/s00181-003-0176-2>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- Kim, Y. (1990). Purchasing power parity: another look at the long-run data. *Economics Letters*, 32(4), 339-344. DOI: [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(90\)90026-W](https://doi.org/10.1016/0165-1765(90)90026-W)
- Krugman, P. (1978). Purchasing power parity and exchange rates. *Journal of International Economics*, 8(3), 397-407. DOI: [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(78\)90003-X](https://doi.org/10.1016/0022-1996(78)90003-X)

- Kugler, P., & Lenz, C. (1993). Multivariate Cointegration Analysis and the Long-Run Validity of PPP. *The Review of Economics and Statistics*, 75(1), 180-184. <https://doi.org/10.2307/2109645>
- Lipschitz, L., & Schadler, S. (2019). *Macroeconomics for Professionals: A guide for analysts and those who need to understand them*. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press.
- Macdonald, R. (1993). The monetary approach to the exchange rate: rational expectations, long-run equilibrium, and forecasting. *IMF Staff Papers*, 92(34), 89-107.
- Mankiw, N.G. (2016). *Macroeconomics*. Nueva York: Worth Publishers, Macmillan.
- Papell, D., & Podran, R. (2006). Additional Evidence of Long-Run Purchasing Power Parity with Restricted Structural Change. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(5), 1329-1349. <https://doi.org/10.1353/mcb.2006.0073>.
- Patel, J. (1990). Purchasing power parity as a long run relation. *Journal of Applied Econometrics*, 5(4), 367-379. <https://doi.org/10.1002/jae.3950050405>.
- Serletis, A., & Gogas, P. (2004). Long-horizon regression tests of the theory of purchasing power parity. *Journal of Banking & Finance*, 28(8), 1961-1985. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2003.07.006>.
- Taylor, M. (1988). An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques. *Applied Economics*, 20(10), 1369-1381. <https://doi.org/10.1080/00036848800000107>.
- Urrutia, M., & Llano, J. (2012). *Los actores en la crisis económica de fin de siglo*. Bogotá: Ediciones Uniandes.
- Varian, H. (1992). *Microeconomic analysis*. New York: W.W. Norton & Company, Inc.
- Wang, P. (2009). *The Economics of Foreign Exchange and Global Finance*. Berlín, Alemania: Springer.



Cálculo de un indicador multicriterio para la gestión de recursos humanos y tecnológicos en un servicio de hemodiálisis

Curchod, Miguel Ángel

Universidad Nacional de Córdoba (Argentina)

Correo electrónico: curchod@eco.unc.edu.ar

Alberto, Catalina Lucía

Universidad Nacional de Córdoba (Argentina)

Correo electrónico: catalina.alberto@gmail.com

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es construir un indicador compuesto, consistente y confiable, para evaluar las condiciones fisiológicas de un grupo de pacientes bajo tratamiento de hemodiálisis. Los indicadores compuestos, desarrollados a partir de indicadores individuales, tienen la ventaja de poder interpretarse rápidamente y dar a quien toma las decisiones una orientación sobre los procedimientos a seguir.

El propósito es proporcionar un indicador de gestión que ayude a optimizar el funcionamiento del servicio hospitalario para brindar a los pacientes el máximo de cuidado. Para formalizar el indicador compuesto se consideraron los laboratorios clínicos realizados a los pacientes antes del proceso de hemodiálisis.

La idea central del estudio es realizar un ranking de los pacientes sustentado en los criterios que fundamentan las condiciones fisiológicas de cada uno de ellos. El estudio se realizó en un importante hospital de la ciudad de Córdoba, Argentina.

Para resolver el problema se aplicó el método multicriterio de apoyo a las decisiones Reference Ideal Method. Se han propuesto modificaciones a la técnica originaria para que sea posible trabajar con varios intervalos ideales de referencia en un mismo criterio. La consulta a expertos para determinar los criterios de la evaluación y los pesos relativos asignados a cada uno de ellos se cumplimentó respetando las formalidades del método de indagación Delphi.

Palabras clave: Indicador de Gestión, Indicadores Clave de Performance (KPIs), Servicios hospitalarios, Análisis Multicriterio Discreto, Método RIM modificado.

Clasificación JEL: C02; C44; C65.

MSC2010: 90B50.

Calculation of a multicriteria indicator for the management of human and technological resources in a hemodialysis service

ABSTRACT

The aim of this presentation is to develop a composite indicator, which should be consistent and reliable, to evaluate the physiological conditions of a group of patients on dialysis therapy. The composite indicators are developed based on key performance indicators. They have the advantage of being able to be interpreted quickly and give to the decision makers an orientation on the procedures to be followed.

The purpose is to provide a management indicator to optimize the activities of this hospital unit, and in this way, to provide patients maximum care.

The composite indicator was built with the clinical laboratories, which are performed on patients on dialysis treatment.

The central idea of the study is to make a ranking of patients based on the criteria that support the physiological conditions of each one of them. The study was carried out in one of the major hospitals in the city of Córdoba, Argentina.

To solve the problem, we applied the multicriteria decision analysis, specifically, the Reference Ideal Method. Modifications to the traditional technique have been proposed to make it possible to work with several ideal reference intervals in the same criterion.

The referral to experts in order to define the criteria and the relative weights has been performed by application of the Delphi Method.

Keywords: Management Indicators, Key Performance Indicators (KPIs), Hospital Units, Multicriteria Decision Analysis, Modified Reference Ideal Method.

JEL classification: C02; C44; C65.

MSC2010: 90B50.



1. Introducción.

El objetivo del trabajo es construir un indicador multicriterio, consistente y confiable, para evaluar las condiciones fisiológicas de un grupo de pacientes que se encuentran bajo tratamiento de hemodiálisis y así poder decidir sobre la asignación de recursos humanos y tecnológicos. Los indicadores compuestos, desarrollados en base a indicadores individuales, tienen la ventaja de poder interpretarse rápidamente y dar a quien toma las decisiones una orientación inmediata sobre los procedimientos a seguir. Siguiendo a Schuschny y Soto (2009) se puede definir un indicador compuesto como “...una representación simplificada que busca resumir un concepto multidimensional en un índice simple (unidimensional) con base en un modelo conceptual subyacente” (p.13).

El origen de los indicadores compuestos se remonta a los trabajos de Burns y Mitchell en 1946 diseñados con el objetivo específico de realizar mediciones económicas. Desde ese punto de origen se han ido incrementando los campos disciplinarios para los que se han desarrollado indicadores compuestos, así como también las metodologías de construcción de dichos indicadores.

La idea central de este estudio, no es proporcionar a los médicos, especialistas en nefrología, un indicador compuesto que reemplace la interpretación detallada de los análisis clínicos individuales de los pacientes, sino otorgar a los encargados de la administración del Servicio de Hemodiálisis un instrumento adicional para realizar una gestión más eficiente y, de esta forma, brindar a los pacientes el máximo cuidado.

Téngase presente que, como señalan Nardo et al. (2008), la calidad de un indicador compuesto es consecuencia directa de los indicadores simples que lo definen. Por esta razón ellos recomiendan que los indicadores simples se seleccionen de acuerdo a su relevancia, su disponibilidad y la frecuencia con que se suministran. En este caso particular, resulta indiscutible que los indicadores simples seleccionados por los responsables de la unidad hospitalaria cumplen con los atributos señalados. Por otra parte, la construcción del indicador compuesto permite confeccionar un *ranking* que valora la situación fisiológica del grupo en forma global; y simultáneamente proporciona una idea sobre las condiciones fisiológicas particulares de cada uno de los pacientes. Los problemas de *ranking* son conocidos dentro del análisis multicriterio como problemas tipo γ (Roy, 1985). Munda (2004) señala que el enfoque multicriterio es adecuado cuando se desea obtener un ordenamiento o *ranking* ya que este abordaje subsana el inconveniente de que algunas de las variables presenten objetivos contrapuestos.

Es importante destacar que existen diferentes metodologías para la construcción de indicadores compuestos. Domínguez Serrano et al. (2011) señalan distintas técnicas y explican que ellas se diferencian fundamentalmente por la forma en la que se ponderan y agregan los indicadores del sistema inicial. Una de las técnicas que estos autores citan es el enfoque propuesto por el Análisis Multicriterio. En la misma publicación los autores señalan las ventajas e inconvenientes de cada una de las metodologías por ellos abordadas.

Numerosos métodos de apoyo a las decisiones multicriterio (MCDM *Multi criteria Decision Making*) trabajan con valores ideales de referencia, valores máximos o mínimos para lograr el ordenamiento de las alternativas. Así lo hacen: *TOPSIS* (*Technique for Order Preference by Similarity to Ideal Point*) Yoon y Hwang (1995), *VIKOR* (*VIseKriterijumska Optimizacija Kompromiso Resenje method*) Opricovic y Tzeng (2004), *MOORA* (*Multi- Objective Optimization on the basis of Ratio Analysis*) Karel, Brauers y Zavadskas (2006); entre otros. El método seleccionado para resolver este problema es *Reference Ideal Method* (*RIM*). La diferencia fundamental que presenta este método respecto de otros métodos de MCDM es que no trabaja con un valor referencial puntual (máximo o mínimo) sino que lo hace con un conjunto de valores ideales, específicamente con un intervalo al que considera como el intervalo de referencia ideal.

Esta característica permite que en muchas aplicaciones prácticas, el modelo resultante sea más preciso y se adapte mejor a las circunstancias reales.

El método *RIM* ha sido desarrollado en forma conjunta por miembros del departamento de Ingeniería de la Universidad de Holguín (Cuba) y del departamento de Inteligencia Artificial de la Universidad de Granada (España). El método fue publicado en *Information Science* en el año 2016 lo que lo convierte en uno de los métodos de apoyo a las decisiones multicriterio más nuevos de la bibliografía. Por este motivo podemos destacar que a la fecha no abundan los trabajos publicados aplicando esta metodología.

Dadas las características del problema analizado, se introdujeron modificaciones al método original propuesto por Cables et al. (2016) para que sea posible trabajar simultáneamente con distintos intervalos ideales de referencia en un mismo criterio según se presente algún atributo particular de los elementos del conjunto de elección. Estas incorporaciones teórico-prácticas, aportan mayor flexibilidad y potencia al método.

Por último, se mencionan algunos artículos recientes que describen la metodología de MCDM y su utilidad en el ámbito de la salud, como, por ejemplo: Zozaya et al. (2018) quienes describen los aspectos esenciales para el abordaje de problemas de salud a través de estas metodologías. Martín et al. (2005) aplican modelos de MCDM interactivos para determinar sistemas óptimos de financiación de áreas o centros sanitarios. También González (2018) pone de manifiesto la utilidad para estructurar los procesos de toma de decisiones en salud y da sustento para que estos procesos sean consistentes, transparentes y legítimos.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. En primer lugar, se plantea el problema a resolver; posteriormente, se establece el marco teórico-conceptual explicando detalladamente el método *RIM* y explicitando las modificaciones propuestas. A continuación, se presenta la aplicación para el caso analizado a través de las etapas sugeridas desde la perspectiva de la racionalidad procedimental que plantean los autores. Por último, se presentan las conclusiones.

2. El problema.

El estudio se realizó en el servicio de hemodiálisis de un importante hospital de la ciudad de Córdoba, Argentina. La hemodiálisis es una terapia de depuración sanguínea extracorpórea cuya función es reemplazar parcialmente algunas de las funciones renales. Básicamente, el tratamiento consiste en hacer circular la sangre que se extrae de un acceso vascular (fístula, prótesis o catéter) y traspasarla a un filtro de doble compartimento llamado dializador. Por uno de los compartimentos pasa la sangre y por el otro el dializado (baño de diálisis) separados por una membrana semipermeable por la que circulan los solutos de pequeño y mediano tamaño tales como potasio, urea y creatinina e impide el paso de otros de elevado peso molecular como proteínas y células sanguíneas.

La complejidad de las prestaciones brindadas a los pacientes requiere de todos los instrumentos de gestión disponibles para optimizar el correcto funcionamiento de la unidad.

3. El método RIM.

Cables et al. (2016) describen el método en las siguientes etapas o pasos.

PASO 1: determinación del contexto de trabajo especificando el rango de valores posibles para cada una de las variables y su correspondiente intervalo de referencia ideal.

PASO 2: especificación de la matriz de respuestas de cada alternativa para cada criterio:

$$F(x) = \begin{bmatrix} X_{11} & X_{12} & \dots & X_{1n} \\ X_{21} & X_{22} & \dots & X_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ X_{m1} & X_{m2} & \dots & X_{mn} \end{bmatrix} \quad [1]$$

x_{ij} representa el valor que toma la alternativa i ($i=1,2, \dots m$) en el criterio j ($j=1,2, \dots n$).

PASO 3: normalización de la matriz de respuestas.

$$\bar{X} = \begin{bmatrix} \bar{x}_{ij} \end{bmatrix} \quad [2]$$

Los autores proponen la normalización de la matriz de acuerdo a las siguientes funciones:

$$\bar{x}_{ij} f(x_{ij}, [A, B], [C, D]) = 1; \text{ si } x_{ij} \in [C, D] \quad [3]$$

$$\bar{x}_{ij} f(x_{ij}, [A, B], [C, D]) = 1 - \frac{d_{\min}(x_{ij}, [C, D])}{[A, C]}; \text{ si } x_{ij} \in [A, C] \wedge A \neq C \quad [4]$$

$$\bar{x}_{ij} f(x_{ij}, [A, B], [C, D]) = 1 - \frac{d_{\min}(x_{ij}, [C, D])}{[D, B]}; \text{ si } x_{ij} \in [D, B] \wedge D \neq B \quad [5]$$

donde,

$[A, B]$ es el intervalo o rango de valores que puede asumir la variable.

$[C, D]$ representa el intervalo o rango de referencia ideal.

$x_{ij} \in [A, B]$.

$[C, D] \in [A, B]$.

Esta función permite asignar valores a la variable en el intervalo $[0,1]$. Si el valor de la variable se encuentra dentro de los límites del intervalo de referencia ideal, asumirá el valor 1. Caso contrario, a medida que se aleja de ese intervalo, el valor de la variable tenderá a cero.

PASO 4: determinación del vector de pesos asignado las ponderaciones que miden la importancia relativa para cada criterio:

$$W = [w_1 \quad w_2 \quad \dots \quad w_n] \quad [6]$$

PASO 5: cálculo de la matriz normalizada y ponderada:

$$[\bar{X}^*] = [\bar{X}][W] \quad [7]$$

PASO 6: determinación, para cada alternativa, de los indicadores de distancia al ideal y anti-ideal.

$$I_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n (\bar{x}_{ij} - w_j)^2}; \quad i = 1 \dots m \quad [8]$$

$$I_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n (\bar{x}_{ij})^2}; \quad i = 1 \dots m \quad [9]$$

PASO 7: se calcula el indicador:

$$R_i = \frac{I_i^-}{I_i^- + I_i^+}; \quad i = 1 \dots m \quad [10]$$

PASO 8: formalización del *ranking* de preferencias de las alternativas. De acuerdo a los resultados de los cocientes calculados en [10] se determina el ordenamiento, en forma descendiente, siendo la mejor alternativa aquella que se encuentra en el primer lugar.

3.1. Método RIM modificado.

Para determinados tipos de problemas y para facilitar la modelización de ciertos atributos que requieren ser expresados teniendo en cuenta más de un rango de referencia de acuerdo a una u otra alternativa, proponemos introducir en el PASO 3 intervalos ideales de referencia diferenciados según características particulares de cada alternativa. En forma general, para el caso de un atributo con dos intervalos ideales de referencia a los que llamaremos p y q , decimos que, todas aquellas alternativas que tengan el atributo p tendrán un determinado rango e intervalo ideal de referencia y todas aquellas otras alternativas que tengan el atributo q tendrán otro rango y otro intervalo ideal de referencia, siendo p y q mutuamente excluyentes.

Así, para todas aquellas alternativas que presenten el atributo p se define un rango de valores: $[A,B]$ y un intervalo ideal de referencia $[C,D]$; mientras que para aquellas que tengan el atributo q se establece un rango $[J,K]$ y su intervalo ideal de referencia $[L,M]$.

Se considera importante aclarar que de igual forma se podrían presentar más de dos atributos diferenciados, y entonces existirían tantos rangos e intervalos ideales de referencia como categorías existan dentro del conjunto de elección.

Obsérvese que los intervalos ideales de referencia son distintos y que además pueden tener diferente amplitud dado que todas aquellas alternativas que posean la característica p y cuyo valor se encuentre comprendido en el intervalo ideal $[C,D]$ su valor normalizado será igual a 1; lo mismo ocurre en todas aquellas alternativas que posean la característica q y cuyo valor pertenezca al intervalo ideal $[L,M]$. No obstante, para que las alternativas con atributo p sean comparables con aquellas que tienen el atributo q y cuyos valores se encuentren fuera del intervalo ideal, se

pone la condición que se verifique que la amplitud del intervalo $[A,C]$ sea igual a la amplitud del intervalo $[J,L]$ y de igual manera, que la amplitud del intervalo $[D,B]$ sea igual a la amplitud del intervalo $[M,K]$. De esta forma se mantiene la proporcionalidad en la normalización y todas las alternativas pueden ser comparadas con el mismo razonamiento y formar parte de un mismo *ranking*.

En definitiva, la normalización de todas aquellas alternativas que tengan el atributo p se normalizan con las funciones expresadas [3], [4] y [5] y aquellas que tengan el atributo q se normalizan, en forma análoga, con funciones equivalentes pero con su rango $[J,K]$ y su intervalo ideal de referencia $[L,M]$ respetando las consideraciones expresadas respecto de las amplitudes de los intervalos.

4. Aplicación.

4.1. Características del servicio de hemodiálisis.

Con la finalidad de mejorar la gestión en la administración y organización del servicio de hemodiálisis de un hospital de la ciudad de Córdoba (Argentina), se desarrolla un indicador compuesto en base a indicadores individuales del grupo de pacientes que concurren a hemodiálisis.

El servicio de hemodiálisis de la institución trabaja con los recursos de personal que se detallan a continuación: el equipo de salud está compuesto por un médico de sala, un enfermero encargado de organizar la sesión de hemodiálisis, otros enfermeros en relación a la cantidad de pacientes (generalmente, un profesional de enfermería cada cuatro pacientes), un bioquímico y una nutricionista. También se cuenta con personal no calificado encargado de la higiene del lugar y de los servicios de refrigerio (desayuno, almuerzo, merienda o cena, de acuerdo al turno). La unidad de diálisis trabaja de lunes a sábados en 3 turnos de diarios, divididos en horarios de: mañana (de 7 a 11 horas), tarde (de 12 a 16 horas) y noche (de 17 a 21 horas). Por otra parte, el tratamiento de hemodiálisis tiene las siguientes particularidades: los pacientes concurren 3 veces por semana en el turno en que fueron asignados, el tiempo de cada sesión es, en general, de 4 horas, pudiendo excepcionalmente, variar de acuerdo al grado de funcionamiento renal, ganancia de peso entre sesiones, y al estado físico y condiciones de salud de paciente.

El trabajo se realizó sobre la totalidad de los pacientes del turno noche que concurren los días lunes, miércoles y viernes. El grupo de análisis tiene las siguientes características: a) el total de pacientes bajo estudio son 15, b) el paciente más joven del grupo tiene 16 años, c) el mayor de ellos tiene 76 años, d) la amplitud del intervalo es de 60 años, e) la edad promedio es 54 años, f) la cantidad de pacientes de sexo masculino es 11, g) la cantidad de pacientes de sexo femenino es 4, h) los indicadores individuales (variables o criterios de evaluación) que se tomaron en cuenta para el desarrollo del indicador compuesto son los análisis clínicos que se realizan a los pacientes antes del proceso de diálisis.

4.2. Estructuración y resolución del problema.

Para la resolución del problema se consideran los pasos detallados en el apartado 3.

PASO 1: Determinación del contexto de trabajo.

En este paso se identifican de las alternativas, se definen las variables, su rango y su intervalo ideal de referencia.

Alternativas: el conjunto de alternativas a evaluar está constituido por los 15 pacientes del servicio de hemodiálisis (turno noche).

En forma comprensiva: $[Pcte_i \in A; i \in I = \{i / i \in N \wedge 1 \leq n \leq 15\}]$

siendo:

$Pcte_i$ = Paciente i

A = Conjunto de Alternativas

Por razones de privacidad de los pacientes, no se publica su identificación. No obstante, para la interpretación de los datos y de los resultados, se puede aclarar, sin quebrantar las normas éticas señaladas, que se los ha referido con un código cuyos últimos tres dígitos se corresponden con el sexo (H = hombre; M = mujer) y los números indican la edad del paciente.

Definición de variables: Las variables fueron seleccionadas por los médicos especialistas en nefrología y coinciden con los análisis de laboratorio que habitualmente se realizan a los pacientes antes de comenzar la sesión de hemodiálisis. Estas son: 1. Hemoglobina (HB); 2. Volumen Corpuscular Medio (VCM); 3. Hematocrito (HTO); 4. Albúmina (ALB); 5. Sodio (NA); 6. Potasio (K); 7. Fósforo (P); 8. Creatina (CREAT.); 9. Urea (UREA); 10. Glutamato Oxalacetato Transaminasa (GOT); 11. Glutamato Piruvato Transaminasa (GPT); 12. Fosfatasa Alcalina (FOSF. ALC.); 13. Parathormona Molécula Intacta (PTH).

Los especialistas consultados explicaron que las variables 1, 2 y 3 son los componentes más importantes del hemograma del paciente y que, por lo tanto, son las que proporcionan información de calidad respecto del sistema cardiovascular. Las variables 4 a 9 se corresponden con la química clínica. Las variables 10, 11 y 12 se refieren a la función hepática y, finalmente, el indicador 13 atañe al metabolismo mineral. Además, señalaron que es fundamental que todos estos valores se interpreten bajo la óptica de pacientes bajo terapia de hemodiálisis.

La mayoría de los laboratorios utilizados como indicadores individuales para desarrollar el indicador compuesto, no pueden ser definidos como criterios de máximo o de mínimo.

Estas variables tienen cotas inferiores y superiores dentro de las que el valor de la variable se considera normal. El superar la cota máxima significa una alternación fisiológica del paciente que es reflejada por el análisis considerado. De la misma forma, no alcanzar la cota mínima también representa un desvío de la normalidad deseada.

En el ANEXO se detallan los Cuadros 1 al 5 que muestran los resultados obtenidos en los diferentes pasos de la aplicación.

En el Cuadro 1 se detallan los indicadores individuales mencionados, su rango de valores posibles y los valores mínimos y máximos entre los que los marcadores se consideran normales. Estos valores normales constituyen para nuestro trabajo los intervalos ideales de cada indicador.

PASO 2. Con los resultados de los análisis de laboratorios realizados a los pacientes antes de la sesión de hemodiálisis se construyó la matriz de respuesta que se detalla en el Cuadro 2.

PASO 3. Para calcular la matriz normalizada, se debe tener en cuenta que en este problema, los valores de los intervalos ideales de referencia, en los análisis de: Hemoglobina, Hematocrito y Creatinina varían según el paciente sea hombre o mujer (Cuadro 1); por lo tanto, se trabajó con la modificación del método RIM propuesta en el apartado 3.1. De esta manera, dentro de los elementos del conjunto de alternativas, se diferencian los intervalos ideales de referencia según el atributo: "sexo" y por el valor cualitativo que el atributo puede asumir: "Hombre" o "Mujer".

La matriz normalizada obtenida mediante este procedimiento se muestra en el Cuadro 3. Como se mencionó anteriormente, este procedimiento podría utilizarse si el problema presentara más de dos atributos diferenciables (como, por ejemplo: niños y adultos, o niños y adultos hombres y adultos mujeres, etc.), entonces existirían tantos intervalos ideales de referencia como categorías existan dentro del conjunto de elección.

PASO 4. Consiste en determinar el vector de pesos relativos asignados a cada una de las variables. Esta etapa se conformó a través de entrevistas personales con los médicos a cargo del departamento de hemodiálisis. Es importante destacar que el panel de expertos de asesoramiento que colaboró en esta aplicación se constituyó considerando el conocimiento que los nefrólogos consultados tienen sobre la institución y sobre las tareas profesionales específicas que desempeñan.

La indagación se formalizó observando rigurosamente los requisitos procedimentales del método *Delphi*; es decir: a) anonimato, b) cuestionarios sucesivos con retroalimentación controlada, c) independencia de los expertos y d) análisis de las respuestas del grupo.

Se indagó sobre la relevancia que tenía cada una de las variables para evaluar las condiciones de salud de los pacientes. Debido a que los criterios definidos para evaluar las condiciones fisiológicas de los pacientes son numerosos resultó muy difícil para el panel de expertos ponderar los indicadores individuales y llegar a un consenso.

Las discrepancias que se presentaron estaban fundamentadas tanto por las diferentes experiencias profesionales de los miembros del panel, como así también, por las escuelas científicas en las que cada uno de ellos se enrola para ejercer su profesión.

Para simplificar y facilitar la tarea de determinar la importancia relativa de los criterios, se solicitó a los especialistas que realizaran un *ranking* de importancia de los análisis de laboratorio que habitualmente se prescriben antes de comenzar la terapia. De esta forma, se logró acuerdo para jerarquizar los indicadores individuales y consolidar un *ranking* en función de la información que cada uno de los análisis brinda respecto de las condiciones fisiológicas de los pacientes y de los riesgos que suponen resultados alejados del intervalo ideal.

Con el listado de la posición de importancia realizado se aplicó la siguiente fórmula correspondiente al método de asignación directa:

$$w_j = \frac{(n - P_j + 1)}{\sum_{i=1}^n (n - P_i + 1)} \quad [11]$$

siendo:

n = cantidad de criterios.

P_j = posición que ocupa el criterio j en el conjunto de criterios de acuerdo a su importancia.

La fórmula [11] permite, en el numerador, valorar la importancia relativa del criterio de acuerdo a la posición que ocupa dentro del conjunto y normalizarla a través del denominador.

Este procedimiento se estima pertinente teniendo en cuenta el número significativo de variables definidas, y las consideraciones teóricas que realiza el *MCDA* respecto de las propiedades que deben cumplir los criterios (exhaustivos, coherentes y no redundantes).

El posicionamiento de importancia de las variables logrado se ha respetado en la construcción de los Cuadros 1 al 4 y los pesos asignados se muestran en el Cuadro 5.

PASO 5. Construcción de la matriz normalizada y ponderada por los pesos relativos asignados a cada criterio, los resultados de esta etapa se detallan en el Cuadro 4.

PASO 6. Determinación para cada alternativa de los indicadores de distancia ideal "I+" se calculó de acuerdo a la fórmula [8] y los indicadores de distancia anti ideal "I-" de acuerdo a la fórmula [9].

PASO 7. Se calculó el indicador detallado en [10].

PASO 8. Finalmente, se pudo determinar el *ranking* de los pacientes que se muestra en el Cuadro 5.

5. Conclusiones.

Los resultados obtenidos de la aplicación fueron analizados en forma conjunta con el jefe de turno de la Unidad de Hemodiálisis teniendo en cuenta su experticia y la anamnesis de cada uno de los pacientes, de esa forma se pudo concluir que el *ranking* logrado tenía plena sustentabilidad. El primer lugar lo ocupa BA H22 con un indicador de 0,8675. El paciente es una persona joven, con buena nutrición, quien aceptó sin mayores dificultades su tratamiento, prolijo en las asistencias a la terapia de diálisis, con buena tolerancia al tratamiento y ganancia de peso mínima entre sesiones (de 1.000 a 1.500 gramos). La antigüedad en el tratamiento de diálisis es de 4 meses aproximadamente. En contraposición el último lugar lo ocupa RJ H40 con un indicador de 0,5145. Este paciente es un adulto joven con buena nutrición, pero con complicaciones en su salud debido a la no aceptación de su enfermedad. Con ganancias de peso entre sesiones de diálisis de 4.500 a 6.000 gramos aproximadamente. La antigüedad en el tratamiento es de 6 años. El segundo lugar lo ocupó una paciente de 65 años con un indicador de 0,7972. El paciente más joven del grupo (16 años) ocupa la posición número 13. Considerando estas posiciones se pudo inferir que, si bien la edad del paciente no fue incorporada entre los indicadores individuales para desarrollar el indicador compuesto, se pudo verificar, como señalaron *a priori* los expertos, que la edad no es una variable determinante en las condiciones fisiológicas del enfermo bajo tratamiento de hemodiálisis. También, de acuerdo a la opinión de los especialistas y haciendo un análisis similar al anterior se infiere que el sexo tampoco es una variable determinante de las condiciones fisiológicas de los pacientes. Como medida de intervención se indicó que el rango del indicador se divida en intervalos de: alarma, atención o conformidad. (Una primera aproximación dada por los expertos fue entre: 0-0,20; 0,20-0,50; más de 0,50). Resultando los más comprometidos aquellos pacientes con indicadores en el intervalo más bajo. Por la razón anterior, se recomendó un seguimiento más minucioso de aquellos pacientes que ocupan las últimas posiciones del *ranking*. A ellos se les debería asignar el personal con mayor experiencia y los recursos tecnológicos más eficaces. En este caso particular las medidas de estadística descriptiva de la población analizada fueron: todos los pacientes presentan buenas mediciones del indicador compuesto, superiores en todos los casos a 0,50 (concretamente: 0,5145). El rango de amplitud del indicador es 0,3530. El valor promedio es 0,7027 y la desviación estándar es 0,09. Por otra parte, es relevante tener en cuenta que los análisis de laboratorios son mediciones dinámicas, que varían constantemente, estos cambios no tienen una dispersión significativa entre sesiones consecutivas; sin embargo, es recomendable que el indicador compuesto se determine al menos mensualmente, con la finalidad de detectar alguna variación significativa para poder prevenir un punto de giro relevante en las condiciones fisiológicas del paciente.

Respecto de la metodología multicriterio empleada para la determinación del indicador compuesto se puede concluir que resulta adecuada. El método *RIM* y las modificaciones

incorporadas permitieron modelizar en forma precisa el problema bajo análisis. Además, se puede alegar que el desarrollo de indicadores compuestos es relevante a la hora de tomar decisiones proporcionando un instrumento que presenta la información en forma integrada, concisa y representativa.

Referencias

- Burns, A.F., & Mitchell, W.C. (1946). *Measuring business cycles. Studies in business cycles*. USA: National Bureau of Economic Research. <https://www.jstor.org/stable/1826221>
- Cables, E., Lamata, M. T., & Verdegay, J. L. (2016). RIM reference ideal method in multicriteria decision making. *Information Science* 337, 1-10. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0020025515009007>
- Domínguez, M., Blancas, F.J., Guerrero, F.M., & González, M. (2011). Una revisión crítica para la construcción de indicadores sintéticos. *Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa 11*, 41-70. <https://www.upo.es/revistas/index.php/RevMetCuant/article/view/2094>
- González, D. (11 de octubre de 2018). www.neuroeconomics.com/analisis-de-decision-multicriterio-mcda/. Recuperado el 15 de abril de 2020, de www.neuroeconomics.com/analisis-de-decision-multicriterio-mcda/
- Karel, W., Brauers, W., & Zavadskas, E. (2006). The MOORA method and its applications to privatization in a transition economic. *Control and Cybernetics* 35, 2. <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.379.8910&rep=rep1&type=pdf>
- Martín, J., Puerto, M., Caballero, R., & Luque, M. (January de 2005). *Financiación de Hospitales y Asignación de Recursos mediante Técnicas Multicriterio Interactivas*. Recuperado el 25 de abril de 2020, de https://www.researchgate.net/publication/229023093_Financiacion_de_hospitales_y_asignacion_de_recursos_mediante_tecnicas_multicriterio_interactivas: <http://www.uib.es/congres/ecopub/papers/sanidad/Martin-Puerto-Caballero-Luque.pdf>.
- Munda, G. (2004). Métodos y Procesos Multicriterio para la Evaluación Social de las Políticas Públicas. *Iberoamericana de Economía Ecológica*, 1, 31-45. <https://raco.cat/index.php/Revibec/article/view/38279> [Consulta: 24-08-2021]
- Nardo, M., Saisana, M., Saltelli, A., Tarantla, S., Hoffman, A., & Giovannini, E. (2008). *Handbook on constructing composite indicators: methodology user guide*. Paris: OECD European Union. <https://unstats.un.org/unsd/EconStatKB/KnowledgebaseArticle10366.aspx>
- Opricovic, S., & Hshiong, G. (2004). Compromise Solution by MCDM methods: a comparative analysis of Vikor and Topsis. *European Journal of Operational Research*, 156, 445-455. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0377221703000201>
- Roy, B. (1985). *Méthodology multicritere d'aide a la decision*. Paris: Económica.
- Schuschny, A., & Soto, H. (2009). *Guía Metodológica. Diseño de indicadores compuestos de desarrollo sostenible*. Santiago de Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). <https://www.bivica.org/file/view/id/2485>
- Yonn, K., & Hwang, C. L. (1995). *Multiple Attribute Decision Making: An Introduction*. California, USA: Sage.

Zozaya, N., Oliva, J., Hidalgo, Á., & García, A. (2018). *El Análisis de Decisión Multi-Criterio en el ámbito sanitario: utilidad y limitaciones para la toma de decisiones*. Madrid - España: Fundación Weber. <https://weber.org.es/publicacion/el-analisis-de-decision-multi-criterio-en-el-ambito-sanitario-utilidad-y-limitaciones-en-la-toma-de-decisiones/>

ANEXO

Cuadro 1. Entorno de Trabajo.

COLUMNA	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
VARIABLE / CRITERIO	K	HB	ALB	P	UREA	NA	GOT	GPT	HTO	CREAT.	FOSF. ALC.	PTH	VCM
RANGO A	3	6	3	2,5	5	125	5	5	18	0,25	120	10	70
RANGO B	7	16	5,5	8	255	150	45	80	55	16	3850	2200	100
C IDEAL MIN	3,5	13	3,5	2,7	15	135	10	7	43	0,5	91	50	80
D IDEAL MAX	5	15	5	4,5	50	147	40	41	50	1,3	258	325	95
RANGO J	3	5	3	2,5	5	125	5	5	11	0,25	120	10	70
RANGO K	7	15	5,5	8	255	150	45	80	49	15,8	3850	2200	100
L IDEAL MIN	3,5	12	3,5	2,7	15	135	10	7	36	0,5	91	50	80
M IDEAL MAX	5	14	5	4,5	50	147	40	41	44	1,1	258	325	95

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2. Matriz de Respuestas.

PACIENTE	K	Hb	ALB	P	UREA	NA	GOT	GPT	HTO	CREAT.	FOSF. ALC.	PTH	VCM
AJ H62	4,70	8,50	3,10	4,90	151,00	138,00	14,00	17,00	26,20	11,22	282,00	320,00	82,60
AO H70	4,00	10,50	3,60	4,00	189,00	139,00	12,00	14,00	32,00	8,59	198,00	183,00	93,30
AE M 66	4,40	10,30	3,70	5,70	162,00	137,00	20,00	22,00	32,40	9,06	464,00	504,00	86,20
BA H22	3,70	13,40	4,20	3,20	134,00	140,00	11,00	18,00	41,90	8,39	404,00	592,00	89,50
BA M65	4,00	10,20	3,70	6,00	107,00	137,00	12,00	15,00	31,90	7,67	787,00	1.708,00	89,10
CJ H67	3,10	12,80	3,90	3,80	79,00	137,00	10,00	16,00	37,50	4,13	186,00	134,00	84,80
CH M36	4,90	10,10	4,00	3,10	182,00	134,00	12,00	18,00	29,60	13,60	179,00	406,00	88,90
CA H56	5,30	11,10	4,40	7,20	164,00	141,00	7,00	13,00	34,20	11,50	707,00	1.760,00	98,60
ME H16	3,70	7,40	3,40	3,70	145,00	138,00	15,00	14,00	21,40	10,93	3807,00	1.556,00	88,40
OD H73	5,30	8,90	3,60	3,20	103,00	140,00	14,00	19,00	29,10	4,32	126,00	103,00	85,30
PC H47	5,00	12,50	4,00	6,40	199,00	136,00	9,00	17,00	37,10	15,47	240,00	745,00	91,20
PC H45	4,50	13,80	3,70	6,00	153,00	139,00	10,00	35,00	42,40	11,74	322,00	489,00	91,80
RJ H40	6,90	9,60	3,80	6,50	214,00	134,00	14,00	16,00	29,50	14,15	736,00	2.103,00	90,20
SJ H76	5,00	12,10	3,90	8,00	251,00	138,00	12,00	19,00	35,60	8,32	320,00	688,00	86,80
SJ M64	5,10	6,90	3,50	5,60	202,00	128,00	38,00	70,00	19,70	7,59	355,00	397,00	92,50
MINIMO	3,10	6,90	3,10	3,10	79,00	128,00	7,00	13,00	19,70	4,13	126,00	103,00	82,60
MAXIMO	6,90	13,80	4,40	8,00	251,00	141,00	38,00	70,00	42,40	15,47	3807,00	2103,00	98,60

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 3. Matriz Normalizada.

COD. PACIEN.	K	Hb	ALB	P	UREA	NA	GOT	GPT	HTO	CREAT.	FOSF. ALC.	PTH	VCM
AJ H62	1,00	0,36	0,20	0,89	0,51	1,00	1,00	1,00	0,33	0,33	0,99	1,00	1,00
AO H70	1,00	0,64	1,00	1,00	0,32	1,00	1,00	1,00	0,56	0,50	1,00	1,00	1,00
AE M 66	1,00	0,76	1,00	0,66	0,45	1,00	1,00	1,00	0,86	0,46	0,94	0,90	1,00
BA H22	1,00	1,00	1,00	1,00	0,59	1,00	1,00	1,00	0,96	0,52	0,96	0,86	1,00
BA M65	1,00	0,74	1,00	0,57	0,72	1,00	1,00	1,00	0,84	0,55	0,85	0,26	1,00
CJ H67	0,20	0,97	1,00	1,00	0,86	1,00	1,00	1,00	0,78	0,81	1,00	1,00	1,00
CH M36	1,00	0,73	1,00	1,00	0,36	1,00	1,00	1,00	0,74	0,15	1,00	0,96	1,00
CA H56	0,85	0,73	1,00	0,23	0,44	1,00	0,40	1,00	0,65	0,31	0,88	0,23	0,28
ME H16	1,00	0,20	0,40	1,00	0,54	1,00	1,00	1,00	0,14	0,34	0,01	0,34	1,00
OD H73	0,85	0,41	1,00	1,00	0,74	1,00	1,00	1,00	0,44	0,79	1,00	1,00	1,00
PC H47	1,00	0,93	1,00	0,46	0,27	1,00	0,80	1,00	0,76	0,04	1,00	0,78	1,00
PC H45	1,00	1,00	1,00	0,57	0,50	1,00	1,00	1,00	0,98	0,29	0,98	0,91	1,00
RJ H40	0,05	0,51	1,00	0,43	0,20	0,90	1,00	1,00	0,46	0,13	0,87	0,05	1,00
SJ H76	1,00	0,87	1,00	0,00	0,02	1,00	1,00	1,00	0,70	0,52	0,98	0,81	1,00
SJ M64	0,95	0,27	1,00	0,69	0,01	0,30	1,00	0,26	0,35	0,56	0,97	0,96	1,00

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4. Matriz Normalizada y Ponderada.

PESOS	0,1429	0,1310	0,1209	0,1099	0,0989	0,0879	0,0769	0,0659	0,0549	0,0440	0,0330	0,0220	0,0118
COD. PACIEN.	K	Hb	ALB	P	UREA	NA	GOT	GPT	HTO	CREAT.	FOSF. ALC.	PTH	VCM
AJ H62	0,1429	0,0468	0,0242	0,0973	0,0502	0,0879	0,0769	0,0659	0,0180	0,0143	0,0328	0,0220	0,0118
AO H70	0,1429	0,0842	0,1209	0,1099	0,0318	0,0879	0,0769	0,0659	0,0307	0,0222	0,0330	0,0220	0,0118
AE M 66	0,1429	0,0992	0,1209	0,0722	0,0449	0,0879	0,0769	0,0659	0,0470	0,0202	0,0311	0,0199	0,0118
BA H22	0,1429	0,1310	0,1209	0,1099	0,0584	0,0879	0,0769	0,0659	0,0525	0,0228	0,0317	0,0189	0,0118
BA M65	0,1429	0,0973	0,1209	0,0628	0,0714	0,0879	0,0769	0,0659	0,0459	0,0243	0,0281	0,0058	0,0118
CJ H67	0,0286	0,1273	0,1209	0,1099	0,0849	0,0879	0,0769	0,0659	0,0428	0,0355	0,0330	0,0220	0,0118
CH M36	0,1429	0,0954	0,1209	0,1099	0,0352	0,0879	0,0769	0,0659	0,0408	0,0066	0,0330	0,0210	0,0118
CA H56	0,1215	0,0954	0,1209	0,0251	0,0439	0,0879	0,0308	0,0659	0,0356	0,0135	0,0289	0,0052	0,0033
ME H16	0,1429	0,0262	0,0484	0,1099	0,0531	0,0879	0,0769	0,0659	0,0075	0,0152	0,0004	0,0076	0,0118
OD H73	0,1215	0,0543	0,1209	0,1099	0,0733	0,0879	0,0769	0,0659	0,0244	0,0350	0,0330	0,0220	0,0118
PC H47	0,1429	0,1216	0,1209	0,0502	0,0270	0,0879	0,0615	0,0659	0,0419	0,0016	0,0330	0,0171	0,0118
PC H45	0,1429	0,1310	0,1209	0,0628	0,0492	0,0879	0,0769	0,0659	0,0536	0,0128	0,0324	0,0201	0,0118
RJ H40	0,0071	0,0674	0,1209	0,0471	0,0198	0,0791	0,0769	0,0659	0,0253	0,0055	0,0286	0,0011	0,0118
SJ H76	0,1429	0,1142	0,1209	0,0000	0,0019	0,0879	0,0769	0,0659	0,0386	0,0230	0,0324	0,0177	0,0118
SJ M64	0,1358	0,0356	0,1209	0,0754	0,0014	0,0264	0,0769	0,0169	0,0191	0,0246	0,0321	0,0212	0,0118

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 5. Ranking.

RANKING	PACIENTE	VALOR
1	BA H22	0,8675
2	BA M65	0,7972
3	PC H45	0,7910
4	AE M 66	0,7788
5	CH M36	0,7715
6	AO H70	0,7584
7	OD H73	0,7489
8	PC H47	0,7189
9	CJ H67	0,7003
10	CA H56	0,6543
11	SJ H76	0,6376
12	AJ H62	0,6177
13	ME H16	0,6127
14	SJ M64	0,5720
15	RJ H40	0,5145

Fuente: Elaboración propia.



Relevancia del patrón de persistencia de Hurst en la gestión de portafolios de renta variable

MARTÍNEZ PATIÑO, MANUEL ANDRÉS

Universidad de la Salle (Bogotá, Colombia)

Correo electrónico: manuelmartinez@unisalle.edu.co

ARIZA GARZÓN, MILLER JANNY

Universidad Piloto de Colombia (Bogotá, Colombia)

Correo electrónico: miller-ariza@unipiloto.edu.co

CADENA LOZANO, JAVIER BERNARDO

Colegio de Estudios Superiores de Administración (Bogotá, Colombia)

Correo electrónico: javier.cadena@cesa.edu.co

RESUMEN

En este artículo se analiza el comportamiento de los retornos de algunos activos del MILA (Mercado Integrado Latinoamericano), con el objetivo de buscar evidencia de persistencia y evaluar el impacto de su presencia en la toma de decisiones de carteras de inversión. Se usó la metodología del rango reescalado en la estimación del coeficiente de Hurst como una medida de la persistencia y se comprueban los resultados con el ajuste de Anis y Lloyd y la estimación de Higuchi. Se incluye un proceso inferencial sobre el coeficiente de Hurst para cada uno de los activos analizados. Comparamos el desempeño de optimizar portafolios incluyendo estimaciones de persistencia y los resultados de su inferencia con portafolios gestionados bajo independencia. Se observa una mejor relación de riesgo-rendimiento al incluir el patrón de persistencia, solo cuando la inferencia así lo evidencia.

Palabras clave: persistencia, dependencia a largo plazo, rango reescalado, optimización de portafolios, coeficiente de Hurst.

Clasificación JEL: G17; G11; G15.

MSC2010: 60G22; 65K10.

Relevance of Hurst's pattern in equity portfolio management

ABSTRACT

In this article, the behavior of the returns of some assets of MILA is analyzed, with the objective of looking for evidence of persistence and evaluating the impact of their presence in the decision making of investment portfolios. The methodology of the rescaled range is used in the estimation of the Hurst coefficient as a measure of persistence and the results are verified with the adjustment of Anis and Lloyd and the estimation of Higuchi. An inferential process is added to the Hurst coefficient for each of the assets analyzed. The performance of portfolio optimization including estimates of persistence and the results of its inference were compared with independently optimized portfolios. A better risk-return relationship is observed by including the pattern of persistence, only when the inference is supported by evidence.

Keywords: persistence, long term dependency, rescaled rank, portfolio optimization, Hurst estimation.

JEL classification: G17; G11; G15.

MSC2010: 60G22; 65K10.



1. Introducción.

Esta investigación tiene como objetivo analizar la persistencia de las series temporales de algunos activos financieros del mercado MILA y a su vez reconocer su efecto en la optimización de portafolios. Esta medición, aplicada inicialmente por Mandelbrot y Van Ness (1968) en desarrollo de los procesos fraccionales, consiste en el estudio de la geometría irregular. El nombre fractal o fraccional lo determinan Mandelbrot y Wallis (1969) en sus primeras publicaciones y más adelante lo profundiza con los estudios de series financieras y su relación con los procesos de memoria de largo plazo. El concepto de persistencia se ha desarrollado de manera simultánea con las teorías basadas en los supuestos de independencia de las series financieras.

El método de estimación para determinar si una serie contiene un patrón de memoria de largo plazo fue desarrollado por Harold Edwin Hurst, como se presenta en Mandelbrot y Hudson (2005), quien se dedica a estudiar los movimientos del cauce del río Nilo en Egipto. En su estudio concluye que, con ayuda de la descomposición de la varianza de la serie en bloques o por segmentos, se pueden observar similitudes entre varios períodos y establecer la influencia de los datos históricos sobre los recientes. Intuitivamente se sabe que los egipcios tenían métodos para prever cambios en el cauce del río Nilo y así establecer los períodos de cosecha, pero además de eso, encuentra que el cauce podía estar asociado con recorridos del río que se dieron mucho tiempo atrás y que marcan la tendencia del nuevo cauce del río.

Este trabajo se desarrolla de la siguiente manera. Inicialmente se estudia desde la teoría el patrón de persistencia a partir de los movimientos fraccionales brownianos (fBm) que, a diferencia de los movimientos brownianos, no asumen independencia de las observaciones. Se presenta el proceso teórico para la obtención del parámetro de Hurst con base en la metodología de rango reescalado, se realiza también la descripción del ajuste de Anis y Lloyd (1976) y su proceso inferencial, que se complementa con la propuesta del q óptimo de Lo (1991) y los desarrollos de Teverovsky, Taqqu y Willinger (1999) y Willinger, Taqqu y Teverovsky (1999). Se describe también el proceso de estimación de Higuchi para comparar las estimaciones realizadas.

Finalmente, se presenta el proceso de optimización de portafolios incluyendo el patrón de persistencia sobre los desarrollos de Sharpe a través de la propiedad de autosimilitud y se evalúa el desempeño de incluir y no incluir el patrón de persistencia, reconociendo el proceso inferencial. El resto del documento se organiza como sigue. Una descripción teórica con los tópicos descritos, una sección de estado del arte que describe el uso del patrón de persistencia en estudios que analizan portafolios con diferentes activos financieros, una sección que describe los datos y la metodología propuesta, una sección de resultados y una última sección que resume las principales conclusiones y contribuciones derivadas de los hallazgos encontrados.

2. Movimiento fraccional Browniano.

Un movimiento fraccional browniano (fBm) es un proceso estocástico que se divide principalmente en tres categorías según el exponente en el que se encuentre el parámetro de persistencia $H \in (0,1)$, o parámetro de Hurst. En particular, se considera un proceso gaussiano B_t^H , $t \geq 0$, con $E(B_t^H) = 0$ con estructura de covarianza, como se expone en (1), de acuerdo con Hu y Øksendal (2003).

$$E(B_t^H B_s^H) = \frac{1}{2}(s^{2H} + t^{2H} - |t - s|^{2H}) \quad (1)$$

Con $s \leq t$ y $s, t \geq 0$, tiempos definidos. Por simplicidad, $B_0^H = 0$. Si el parámetro de Hurst H toma un valor $H < \frac{1}{2}$ entonces la serie mostrará antipersistencia, en cambio si $H = \frac{1}{2}$, B_t^H coincidirá con el movimiento Browniano y la varianza será igual a t . Por último, si el parámetro $H > \frac{1}{2}$ entonces

la serie mostrará persistencia, memoria o dependencia de largo plazo. Si bien la varianza puede variar cuando el valor de H cambia, el valor esperado sigue siendo igual a cero.

Por lo tanto, la varianza del diferencial $B_t^H - B_s^H$ se define como:

$$E[(B_t^H - B_s^H)^2] = |t - s|^{2H} \quad (2)$$

Se puede ver en (2) que si $H = \frac{1}{2}$ entonces la $Var(B_t^H - B_s^H) = t - s$.

Si B_t^H tiene un valor inicial B_0^H en $t = 0$, entonces el cambio acumulado de B_t^H desde $t = 0$, de acuerdo con Mandelbrot y Wallis (1969), está dado por:

$$B_t^H - B_0^H = \int_{-\infty}^t [(t-u)^{H-\frac{1}{2}} - N(u)(-u)^{H-\frac{1}{2}}] dB_u, \quad 0 < H < 1 \quad (3)$$

donde $N(u) = 1$, si $-\infty < u \leq 0$ y $N(u) = 0$, para $u > 0$. Si $H = \frac{1}{2}$, como ya se mencionó, se tiene el movimiento Browniano.

La suposición de independencia de los datos de una serie ayuda en el cálculo y solución de los procesos estocásticos, pues éstos se pueden resolver a través de métodos de probabilidad con ayuda de las propiedades de los procesos martingala, o resolviendo las ecuaciones parciales diferenciales directamente y la integral estocástica con ayuda de las integrales Ito. Sin embargo, cuando se considera un proceso fraccional existen problemas de convergencia y el valor esperado debe ser estimado. Para esto, con ayuda del cálculo Mallavian propuesto por Benth (2003), se propone una solución que, si bien no se puede generar a partir de una martingala, si con una cuasi-martingala, término nombrado por Hu y Øksendal (2003).

Por su parte, Nualart (2003) con base en una solución presentada por Cheridito (2001), con respecto a una semi martingala débil, describe el intervalo de un proceso fraccional browniano cuando $H > \frac{1}{2}$. Se busca con esto, una solución en donde el fBm sea una generalización del proceso browniano bajo ciertos parámetros a través de los que se pueda representar la covarianza cuando ésta muestra el patrón de persistencia.

3. Incorporación de H en el cálculo del parámetro beta de los activos financieros para la optimización de portafolios.

Los incrementos del movimiento fraccional browniano $B_H(t+s) - B_H(t)$ son variables aleatorias idénticamente distribuidas normales, con dependencia de largo plazo. Siguiendo a Mandelbrot y Van Ness (1968), el movimiento browniano fraccional es un proceso autosimil para todo t y s , así:

$$B_H(t+s) - B_H(t) \triangleq S^H [B_H(t+1) - B_H(t)] \quad (4)$$

donde, \triangleq , representa idéntico en distribución. Derivado de esto:

$$E[B_H(t+s) - B_H(t)]^2 = S^H E[B_H(t+1) - B_H(t)]^2 \quad (5)$$

con:

$$E[B_H(t+s) - B_H(t)] = S^H E[B_H(t+1) - B_H(t)] = 0 \quad (6)$$

Y así, de (4), (5) y (6), se tiene:

$$\begin{aligned} & Cov \left\{ [B_{H_j}(t+s) - B_{H_j}(t)], [B_{H_0}(t+s) - B_{H_0}(t)] \right\} \\ &= S^{H_j+H_0} Cov \left\{ [B_{H_j}(t+1) - B_{H_j}(t)], [B_{H_0}(t+1) - B_{H_0}(t)] \right\} \end{aligned} \quad (7)$$

Para generar los retornos por activo, Greene y Fielitz (1980) se basan en el modelo de mercado propuesto por Sharpe (1963), en donde se genera un portafolio a partir de los movimientos brownianos del índice de mercado y del activo y se incorpora la teoría de los modelos fraccionales, en particular, el patrón de persistencia. Los retornos de cada uno de los activos, en el modelo de Sharpe (1963) se trabajan con incrementos a partir de movimientos brownianos que asumen independencia y se definen como $B_j(t) = \beta B_0(t) + E_j(t)$ donde β_j es una constante y $E_j(t)$ es un proceso estocástico estacionario conocido como movimiento browniano con parámetro $H = \frac{1}{2}$. En este caso, con ayuda de la solución de Nualart (2003) y Biagini, Campanino, Fuschini (2008) se trabaja de manera homóloga, pero asumiendo fBm para cada uno de los activos.

$$B_t^H = \beta_j B_0^H(t) + E_j(t) \quad (8)$$

Greene y Fielitz (1980) para incorporar la dependencia de largo plazo en la generación de retornos a partir de (3) presentan:

$$B_t^{H_0} - B_0^{H_0} = \int_t^\infty [(t-s)^{H_0-\frac{1}{2}} - N(s)(-s)^{H_0-\frac{1}{2}}] dB_{S_0} \quad (9)$$

$$B_t^{H_j} - B_0^{H_j} = \int_t^\infty [(t-s)^{H_j-\frac{1}{2}} - N(s)(-s)^{H_j-\frac{1}{2}}] dB_{S_j} \quad (10)$$

donde $B_t^{H_0}$ hace referencia al mercado y $B_t^{H_j}$ al activo j . Una vez que se obtienen los rendimientos de cada uno de los activos, se calcula la covarianza, con el objetivo de estimar el riesgo de cada activo en un intervalo de tiempo s . Lo anterior soporta también la obtención de (7). Finalmente, para incorporar la tendencia, donde d representa el diferencial del tiempo, en los incrementos del activo y del mercado, se tiene:

$$R_0(t, d) = B^{H_0}(t+d) - B^{H_0}(t) + \alpha_0 d, \quad (11)$$

$$R_j(t, d) = B^{H_j}(t+d) - B^{H_j}(t) + \alpha_j d, \quad (12)$$

Dado que estos incrementos presentan el mismo comportamiento de los ruidos fraccionales con media cero, después de corregir por la media, se puede obtener el estimador para el modelo que permite cuantificar el riesgo sistemático de un activo en función de los retornos del índice de mercado, a su vez, en función de d y de las constantes estimadas de Hurst para cada variable, a partir de la regresión de $R_j(t, d)$ sobre $R_0(t, d)$, específicamente sobre los retornos continuos, para un tamaño de muestra n :

$$\hat{\beta}_j(d) \triangleq [d^{H_0+H_j}] [\sum_n r_0(t, 1)r_j(t, 1)] / d^{2H_0} [\sum_n r_0(t, 1)^2] \triangleq [d^{H_0+H_j}] / d^{2H_0} \hat{\beta}_j \quad (1) (13)$$

donde los estimadores de la varianza y la covarianza están dados por (14) y (15):

$$\sum_n \frac{r_0(t, d)^2}{n} \triangleq d^{2H_0} \left[\sum_n \frac{r_0(t, 1)^2}{n} \right] \quad (14)$$

$$\sum_n \frac{r_0(t, d)r_j(t, d)}{n} \triangleq d^{H_0+H_j} \left[\sum_n \frac{r_0(t, 1)r_j(t, 1)}{n} \right] \quad (15)$$

Los estimadores mencionados anteriormente, muestran el efecto que generan los procesos de memoria de largo plazo sobre cada uno de los parámetros de segundo orden y, por consiguiente, sobre el parámetro beta, afectando el proceso de optimización de los portafolios, en términos de la estimación de la rentabilidad y el riesgo. Si se asume independencia $H = \frac{1}{2}$ para estimar cada uno de los parámetros mencionados, se obtiene el mismo resultado que ha desarrollado la teoría clásica de Markowitz con sus estimadores de covarianza, valor esperado, varianza de los retornos, así como del riesgo sistemático. La diferencia de la metodología propuesta frente a la tradicional se presenta en la inclusión del patrón de persistencia o memoria de largo plazo a los procesos generadores de las series de retornos, lo que claramente, como se ha expuesto, afecta las estimaciones de los parámetros.

4. Estimación e inferencia del parámetro H.

El parámetro de Hurst describe el comportamiento de persistencia en las observaciones de una serie en un intervalo de tiempo, conocido como memoria de largo plazo. Se puede estimar con ayuda del método del rango reescalado, desarrollado por Hurst en primera instancia, y luego trabajado por Mandelbrot (1972). Willinger et al. (1999) y también Grimm y Schluechtermann (2008), ofrecen más detalles acerca del método de estimación y de cómo este patrón de persistencia se incorpora y se asocia con los procesos ARIMA fraccionales.

Aunque existen varios métodos de estimación de H , el método del rango reescalado es uno de los más usados. Para un proceso (X_k) de variables aleatorias, se calcula una variable $Y_t = \sum_{k=1}^t X_k$ para $t \in \mathbb{N}$, que representa la suma de carga del proceso en el tiempo t teniendo en cuenta lo expuesto por Grimm y Schluechtermann (2008). A partir de lo anterior, se define el rango ajustado como en (16):

$$R(l, k) = \max_{1 \leq j \leq k} \left(Y_{l+j} - Y_l - \frac{j}{k} (Y_{l+k} - Y_l) \right) - \min_{1 \leq j \leq k} \left(Y_{l+j} - Y_l - \frac{j}{k} (Y_{l+k} - Y_l) \right) \quad (16)$$

con desviación estándar del proceso (17),

$$S(l, k) = \left(\frac{1}{k} \sum_{j=l+1}^{l+k} (X_j - \hat{X}_{l,k})^2 \right)^{\frac{1}{2}} \quad (17)$$

donde $\hat{X}_{l,k} = \frac{1}{k} \sum_{j=l+1}^{l+k} X_j$ representa la media del l ésimo bloque.

Con base en lo anterior se obtiene la fracción $Q(l, k) = \frac{R(l,k)}{S(l,k)}$ como rango reescalado.

$$Q(l, k) = \frac{R(l,k)}{S(l,k)} \quad (18)$$

Ahora, si se asume un proceso estocástico estacionario (X_k) en estricto sentido, tal que X_k^2 es ergódico y $\frac{1}{n} \sum_{j=1}^{\lfloor nt \rfloor} X_j$ converge débilmente a un fBm con parámetro H , entonces para $k \rightarrow \infty$, $k^H Q(k) \sim \xi$, converge en distribución. Por lo que se puede establecer vía mínimos cuadrados ordinarios una estimación de H , como la pendiente del modelo $\log Q(k)$ en función de $\log k$, para un número adecuado de diferentes valores de k y l .

4.1. Rango reescalado y rango reescalado modificado: inferencia sobre H.

Lo (1991) complementa el estimador de la varianza muestral planteado por Mandelbrot (1972) incorporándole pesos a las covarianzas de los bloques generados. En su análisis, Lo (1991) afirma que, al establecer una hipótesis nula de independencia, se puede incrementar el error de tipo I, en la medida en que el estimador de la varianza sea sesgado al desconocer la autocorrelación como lo plantea

Mandelbrot (1972) en su propuesta. Además, este estimador no puede distinguir entre corto y largo plazo, afectando los procesos de estimación y de inferencia.

De acuerdo con lo anterior, la ecuación que plantea Lo (1991) está dada por:

$$\tilde{Q}(l, k) = \frac{1}{\hat{\sigma}_k^2(q)} \max_{1 \leq j \leq k} \left(Y_{l+j} - Y_l - \frac{j}{k} (Y_{l+k} - Y_l) \right) - \min_{1 \leq j \leq k} \left(Y_{l+j} - Y_l - \frac{j}{k} (Y_{l+k} - Y_l) \right) \quad (19)$$

En donde el estimador de varianza reconoce la autocorrelación como un patrón del proceso generador:

$$\hat{\sigma}_k^2(q) \equiv \frac{1}{k} \sum_{j=l+1}^{l+k} (X_j - \hat{X}_{l,k})^2 + \frac{2}{k} \sum_{j=1}^q \omega_j(q) \left\{ \sum_{i=j+1}^q (X_i - \bar{X}_k)(X_{i-j} - \bar{X}_k) \right\}; \quad \omega_j(q) = 1 - \left| \frac{j}{q+1} \right|;$$

$$q < k \quad (20)$$

En términos inferenciales, para validar si el patrón de persistencia es significativo, siguiendo a Lo (1991) y Willinger et al. (1999) se utilizan intervalos de confianza. Al respecto, se requiere definir el rezago q necesario para mejorar la estimación del rango reescalado, que se denomina rango reescalado modificado donde el q óptimo se calcula de acuerdo con Teverovsky et al. (1999) como:

$$q = [k_n], \quad k_n \equiv \left(\frac{3n}{2} \right)^{\frac{1}{3}} \left(\frac{2\hat{\rho}}{1-\hat{\rho}^2} \right)^{\frac{2}{3}} \quad (21)$$

Como se plantea en Teverovsky et al. (1999) se sugiere que la serie de tiempo no presenta persistencia si el valor del estadístico se encuentra en el intervalo establecido por los límites 0.809 y 1.862. El estadístico se presenta en (22):

$$V_q(n) = n^{\frac{1}{2}} R(n) / \hat{\sigma}_q(n) \quad (22)$$

tal que $\lim_{n \rightarrow \infty} P\{V_q(n) \in [0.809, 1.862]\} = 0.95$.

Willinger et al. (1999) afirman que dicha prueba puede ser válida si para la estimación de q se elaboran algunos gráficos complementarios con diferentes valores de q para $V_q(n)$, que corroboren las conclusiones de la prueba. También, es posible realizar el ajuste de Anis y Lloyd (1976), derivado de una versión mejorada de Weron (2002), en donde H se sugiere estimar como 0.5 más la pendiente de $(R/S)_n - E(R/S)_n$, donde,

$$E(R/S)_n = \frac{n^{-\frac{1}{2}}}{n} \frac{1}{\sqrt{n^{\frac{\pi}{2}}}} \sum_{i=1}^{n-1} \sqrt{\frac{n-i}{i}}, \quad (23)$$

para $n > 340$, que corresponde a nuestro caso. Sin embargo, dado que en ocasiones con este ajuste se puede llegar a estimaciones no esperadas superiores a uno, se modifica el ajuste de acuerdo con Sánchez, Trinidad y García (2008), quienes sugieren hallar la pendiente de la regresión lineal simple de $\log(R/S)_n - \log E(R/S)_n + \log(n)/2$ sobre $\log(n)$.

Para complementar la inferencia sobre H se usan también los intervalos de confianza empíricos de Anis y Lloyd (1976) sobre el R/S corregido a un nivel del 95%, cuyos límites vienen dados por:

$$0.5 - \exp(-7.33 \log(\log(\log_2 n^*))) + 4.21) \quad \text{y} \quad 0.5 + \exp(-7.20 \log(\log(\log_2 n^*))) + 4.04)$$

4.2. Método de estimación de Higuchi.

Entre los métodos que procesan la varianza para evaluar la presencia de memoria de largo plazo se encuentra el de Higuchi, que fracciona las series en bloques siguiendo la presentación de Montanari, Taqqu y Teverovsky (1999). Estos sugieren que la serie toma la suma parcial de $Y(n) = \sum_{i=1}^n X_i$ de la serie original de donde:

$$L(m) = \frac{n-1}{m^3} \sum_{i=1}^m \left[\frac{n-i}{m} \right]^{-1[(N-i)/m]} |Y(i+km) - Y(i+(k-1)m)| \quad (24)$$

donde n hace referencia al tamaño de la muestra, que se divide en bloques de tamaño m . El valor del parámetro H se obtiene con ayuda de la regresión log-log de $L(m)$ sobre m , en donde el valor de la pendiente es igual a $D = 2 - H$.

5. Estado del arte.

En América Latina se han realizado varios estudios que buscan encontrar un patrón de persistencia de largo plazo de las series de retornos de algunas acciones e índices bursátiles. En Colombia, León y Vivas (2010) y León y Reveiz (2011), entre otros autores, muestran que la existencia de dependencia serial de largo plazo de los retornos viola el supuesto de independencia y utilizan la metodología del rango reescalado y el exponente de Hurst para analizar dicha dependencia en algunas series financieras.

León y Vivas (2010) estiman la presencia de memoria de largo plazo en los mercados cambiario, accionario y de renta fija colombianos; para ello, utilizan la metodología de rango reescalado clásico y modificado. Además de encontrar persistencia significativa para el mercado accionario y de renta fija, concluyen que el supuesto según el cual los precios recogen toda la información disponible es errado y que algunas técnicas empleadas en la optimización de portafolios y la valoración de activos son cuestionables.

Como parte de su investigación, Leiton (2011) analiza tres acciones de mayor bursatilidad en el mercado colombiano y el IGBC y a partir del cálculo de los exponentes de Hurst concluye sobre la existencia de persistencia en todas las series. Sin embargo, cuando realiza pruebas de significancia a los exponentes de Hurst estimados, encuentra que solo la acción de Bancolombia y el IGBC rechazan la hipótesis nula de independencia.

Duarte, Sierra y Mascareñas (2014) prueban la existencia de comportamiento caótico en las principales series bursátiles de Colombia usando el coeficiente de Hurst. Concluyen que las series bursátiles colombianas en su mayoría no son normales y presentan persistencia, resultado que apoya la hipótesis de existencia de un mercado fractal. Además, observan que el comportamiento de las series puede ser explicado tanto por modelos lineales ARIMA-GARCH como por modelos no lineales que se ajustan mejor al comportamiento caótico, esto como resultado de los coeficientes de Hurst obtenidos para la mayoría de los activos analizados.

De todas maneras, citando investigaciones anteriores hechas para Colombia, resaltan la obtención de resultados contradictorios:

es así como Ceretta & Frois (2006) encuentran en este mercado, dependencia de largo plazo con correlación negativa (antipersistencia) en el periodo de 1994 a 2005; mientras Lim & Brooks (2010), Restrepo & Vásquez (2011) y Leiton (2011), hallan persistencia al evaluar el índice en los periodos de 1995 a 2005, 2001 a 2011 y 1998 a 2011, respectivamente; además Leiton (2011) también encuentra persistencia en las series de las acciones Nutresa, Éxito y Bancolombia durante el periodo estudiado. A pesar de estas contradicciones, todos los autores coinciden en que el mercado colombiano tiene memoria de largo plazo y presenta evidencia de multifractalidad (Zunino, Tabak,

Pérez, Garavaglia, & Rosso, 2007; Zunino et al., 2009) como indicio de comportamiento caótico, lo cual va en contra de la hipótesis de eficiencia del mercado planteada por Fama (1970). (Duarte, Sierra y Mascareñas, 2014, p. 3)

Una investigación posterior de Domínguez (2016) hecha para los precios de las cinco principales acciones del Mercado Bursátil colombiano entre 2011 y 2014 llega a las mismas conclusiones de Duarte et al. (2014); concluye sobre la presencia de multifractalidad tanto en las series como en sus correlaciones, sugiriendo el incumplimiento de la hipótesis de los mercados eficientes en favor de la existencia de un mercado fractal. Un trabajo similar de Nieto, Álvarez y Rodríguez (2016) fue realizado para cuatro acciones colombianas - periodo 2008-2012 - bajo la metodología de rango reescalado y exponente de Hurst. Concluyen que los activos analizados presentan fenómenos de persistencia y antipersistencia lo que desmiente la hipótesis de los mercados eficientes y que la trayectoria de los precios siga un comportamiento browniano.

Estudios hechos en otros países de América Latina confirman también la presencia de dependencia de largo plazo de los rendimientos de los activos financieros. Así lo demuestra el trabajo de López, Villagómez y Venegas (2011), quienes observaron el comportamiento de los valores diarios de cierre de las series de rendimientos del Índice de Precios y las cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores desde enero de 1983 hasta el 29 de mayo de 2009. Para el efecto, estiman el coeficiente de Hurst y realizan la prueba de rango reescalado, de acuerdo con la modificación propuesta por Lo (1991), y concluyen que, para los activos analizados, existe un proceso de memoria larga, tanto en los rendimientos como en sus volatilidades, lo que confirma resultados de investigaciones previas realizadas por Islas y Venegas (2003), Venegas e Islas (2005) y López, Venegas y Sánchez (2009), citado por López et al. (2011). Al igual que investigaciones anteriores encuentran que las series de rendimientos muestran una estructura no lineal y sugieren esta modelación frente al formato lineal, que resulta poco convincente, por ejemplo, aquella que se especifica como un proceso tipo ARMA.

Un estudio similar fue elaborado por Caberra, López y López (2012), quienes realizan un análisis de los rendimientos de cinco acciones de la Bolsa Mexicana de Valores y un tracker referente a activos subyacentes de opciones que se negocian en dicho mercado. Ellos buscan evidencia de la presencia de dependencia de largo plazo en dichos rendimientos y en sus volatilidades, a partir del análisis del estadístico R/S o rango reescalado para estimar el parámetro H y de los estimadores de Geweke y Porter-Hudak. Las pruebas realizadas “sugieren que únicamente los rendimientos de algunos activos mexicanos podrían caracterizarse como procesos de memoria larga, en tanto que los rendimientos de otros activos podrían caracterizarse como procesos con reversión a la media” (Caberra et al. 2012, p. 74). Sin embargo, advierten que sus resultados no son concluyentes, ya que mientras las pruebas de Hurst sugieren dependencia de largo plazo de los rendimientos de la mayoría de los activos analizados, de acuerdo con las demás pruebas realizadas la evidencia de memoria larga es muy débil.

Acuña y Álvarez (2017) mediante un análisis realizado para el periodo 2002 - 2014 del Índice de Precios Selectivo de Acciones del mercado bursátil de Chile (IPSA), concluyen sobre la existencia de memoria de largo plazo, tanto en valores como en sus rendimientos, mediante el cálculo del coeficiente de Hurst y Hurst ajustado y del análisis de estructuras caóticas.

Otros trabajos recientes que, si bien no se relacionan directamente con la metodología de estudio, hacen referencia a la conformación de portafolios y sus conclusiones son importantes en términos de la relación riesgo-rendimiento. Por ejemplo, Quiroga y Villalobos (2016) mediante un análisis de componentes principales y análisis discriminante lineal, clasifican 88 empresas de la Bolsa Mexicana de Valores en tres grupos que comparten similitudes en cuanto a su comportamiento bursátil para el periodo enero de 2015 a marzo de 2016. Concluyen que cada grupo mantiene correlación con sus integrantes, pero no con los elementos de otros grupos, comportamiento que aporta para la conformación de portafolios con riesgo diversificado en donde sus componentes no mantengan correlaciones entre sí.

Samaniego y Rodríguez (2018) evalúan el desempeño de cuatro de los principales índices bursátiles de México, con el fin de seleccionar el mejor para una estrategia de inversión pasiva. Tomando como referencia la razón de Sortino, proponen la sustitución del exceso de retorno promedio por una probabilidad de acierto y la máxima desviación estándar sobre el retorno objetivo negativo. Concluyen que, con los ajustes mencionados, se obtienen resultados diferentes al índice de Sortino, siendo el IPC large cap el mejor índice en términos de su relación riesgo-rendimiento.

Luna y Agudelo (2019) aplican el modelo de Black-Litterman para el mercado de renta variable del MILA y evalúan si un portafolio así constituido mejora el rendimiento promedio y el alfa frente a alternativas pasivas; toman información trimestral para el periodo enero de 2009 y diciembre de 2016. Concluyen que en todos los casos los portafolios conformados con Black-Litterman agregan valor, tanto en términos de rendimiento promedio como de alfa. Y cuando estructuran un portafolio Black-Litterman regional con los activos de cada país, se comprueba que éste mejora un Benchmark regional, que se construye como un portafolio que contiene los cuatro índices, ambos medidos en dólares.

A nivel internacional se encuentran trabajos como el de Cajueiro y Tabak (2007), aunque no directamente en renta variable, encuentran que las tasas de interés London Interbank offered rates (LIBOR), uno de los referentes mundiales, presenta una estructura de dependencia de largo plazo, sugiriendo incorporar este patrón, principalmente en portafolios de renta fija.

Cajueiro y Tabak (2008) a través de las estimaciones de Hurst mediante Rango reescalado (R/S) y varianza reescalada (V/S), muestran la necesidad de incluir el patrón de persistencia en los modelos de precios de Black-Scholes, en la optimización de portafolios y en la administración del riesgo. En la misma línea, trabajos como los de Kristoufek y Vosvrda (2013), proponen una nueva medida de eficiencia del mercado, incorporando la estructura de correlación de los retornos en el corto y largo plazo a través del exponente de Hurst. Lo anterior, aplicado a índices de portafolios de 41 mercados, encontrando a los latinoamericanos como los menos eficientes. Se infiere sobre la necesidad de incorporar el patrón de persistencia en la optimización de portafolios, en particular para portafolios del mercado MILA.

Analizando la eficiencia de los mercados, el trabajo de Sensoy (2013) también aporta evidencia a la necesidad de incorporar el patrón de dependencia de largo plazo; en su estudio de los 19 miembros de The Federation of Euro-Asian Stock Exchanges (FEAS), a través del análisis del exponente de Hurst generalizado con datos diarios, encuentra diferentes grados de persistencia de los mercados miembros. Por su parte, Srbek (2018) llega a una conclusión similar analizando 27 stock índices, también mediante el exponente de Hurst, calculado a través del rango reescalado.

Auer y Hoffman (2016) a través de la estimación del exponente de Hurst mediante el rango reescalado, examinan la estructura de dependencia de largo plazo de las divisas para mercados desarrollados y emergentes. Muestran que la constante de Hurst contiene información valiosa para los inversionistas, específicamente con las estrategias de carry trade.

Urquhart (2016) en el mercado de commodities, encuentra también, con algunas estadísticas que incluyen el exponente de Hurst, cómo los retornos de algunos metales preciosos pueden ser predecibles en una estructura de tiempo variante, aportando así evidencia a la hipótesis de mercados adaptativos.

Más recientemente, Guasoni, Nika y Rásonyi (2019) muestran teóricamente y con datos simulados, cómo sacar ventaja de incorporar una estructura fraccional en los precios mediante el exponente de Hurst, en un modelo de movimiento Browniano fraccional.

6. Datos y metodología.

Para esta propuesta se tomaron activos que cotizan en el MILA (Mercado Integrado Latinoamericano) y el Standard and Poors (S&P) con información extraída de Economática quienes proporcionan el histórico de precios y rendimientos de cada una de las acciones y los índices.

El trabajo empírico se realizó en dos partes. En la primera, se estimó la persistencia, a partir del parámetro de Hurst. Para esto se utilizó el rango reescalado y el rango reescalado modificado, siguiendo el método presentado en Pfaff (2008). Se realizó también la prueba de Anis y Lloyd (1976) usando el procedimiento de Weron (2002). Para la prueba de inferencia del q óptimo de Lo (1991) se incorporaron los desarrollos y cuestionamientos propuestos por Teverovsky et al. (1999) y Willinger et al. (1999). También se realizó la estimación de H a través del método de Higuchi. Todas estas aproximaciones se describieron en el apartado 4 de este trabajo.

En la segunda parte, se realizó el proceso de optimización con 510 observaciones de cada variable, entre enero de 2018 y mayo de 2020; como el objetivo es conformar un portafolio mixto, se diseñó un portafolio con 3 acciones por país, para un total de 12.

A partir de los cálculos de H y su inferencia, se estimaron los betas ajustados de cada activo reconociendo el patrón de persistencia de acuerdo con (13), (14) y (15). Se optimizaron los portafolios en función de los betas estimados como medida de riesgo sistemático, de acuerdo con (25). Los betas se estimaron tomando como referentes el MILA y el S&P y su correspondiente estimación e inferencia del patrón H de persistencia. Se utilizaron estos dos referentes de comportamiento de mercado.

La formulación matemática del problema de optimización estuvo dada por:

$$\max \frac{\sum_j w_j \bar{R}_j(t, d)}{\beta_p}; \beta_p = \sum_j w_j \hat{\beta}_j(d), 0 < w_j < 1, \sum_j w_j = 1 \quad (25)$$

En resumen, primero se hizo el proceso de inferencia sobre H para cada uno de los activos analizados y luego se procedió a optimizar los portafolios a partir de estos resultados. Finalmente, el backtesting se hizo en una ventana histórica que permitió la calibración de cada estrategia de portafolios cada 22 días, para un total de 24 procesos de optimización, en dos años. Lo anterior, replicable en 4 estrategias para la inclusión del riesgo sistemático y el patrón de persistencia, MILA con y sin persistencia, y S&P con y sin persistencia. Se realizó una evaluación histórica de rentabilidades y se compararon las curvas de frontera eficiente (beta vs rentabilidad) para evaluar el desempeño de las 4 alternativas.

Cabe mencionar que la optimización de portafolios tuvo en cuenta el valor de H para cada acción en particular, de acuerdo con las pruebas de inferencia que permitieron incluir el patrón de persistencia; el resto de las acciones incluyó el valor de H asociado a independencia.

7. Resultados.

De acuerdo con la metodología mencionada, en la Tabla 1 se resume el proceso de estimación e inferencia desarrollados en el apartado 4. Se presentan por países los valores estimados del parámetro H , el resultado de la estimación del proceso Anis y Lloyd (1976)-HA, los intervalos de confianza para evaluar este parámetro, el q óptimo, el valor de decaimiento Vq y, por último, la estimación a través del método de Higuchi.

Tabla 1. Estimación del parámetro H por el método del rango reescalado.

VARIABLE	H	HA	LL	LS	q <i>Optimo</i>	Vq	H Higuchi
LUSUR	0.6717	0.6715 ⁺⁺⁺	0.4237	0.5726	4	4.176 ^{***}	0.7532
CREDICORP	0.6421	0.6420 ⁺⁺⁺	0.4252	0.5712	3	3.383 ^{***}	0.7163
VOLCAN	0.6147	0.6146 ⁺⁺⁺	0.4225	0.5737	7	2.348 ^{***}	0.6437
RIPLEY	0.5471	0.5467	0.4113	0.5842	5	1.362	0.4875
GASCO	0.6662	0.6661 ⁺⁺⁺	0.4272	0.5693	10	3.572 ^{***}	0.6386
ITAUCORPBA	0.6121	0.6119 ⁺⁺⁺	0.4164	0.5794	4	2.623 ^{***}	0.6833
ALFA	0.6382	0.6381 ⁺⁺⁺	0.4293	0.5674	8	3.374 ^{***}	0.6791
ELEKTRA	0.6522	0.6521 ⁺⁺⁺	0.4268	0.5697	8	3.591 ^{***}	0.6717
ICA	0.5333	0.5330	0.4267	0.5698	7	1.379	0.4873
CEMARGOS	0.6398	0.6397 ⁺⁺⁺	0.4209	0.5752	6	3.266 ^{***}	0.7169
ECOPETROL	0.5626	0.5622	0.4046	0.5904	4	1.607	0.5492
EXITO	0.6272	0.6270 ⁺⁺⁺	0.4192	0.5768	1	2.935 ^{***}	0.6749
MILA	0.5919	0.5912	0.3512	0.6399	4	1.704	0.4615
S & P	0.6421	0.6421 ⁺⁺⁺	0.4409	0.5565	3	3.917 ^{***}	0.7050

⁺⁺⁺ significativo para la prueba de Anis y Lloyd. ^{***} significativo para la prueba de Lo ajustado por Teverovsky et al. (1999).

Fuente: Elaboración propia.

En la primera columna se encuentran las 12 acciones en evaluación, 3 por país, en el siguiente orden: Perú, Chile, México y Colombia. En las últimas dos filas aparecen los dos índices de mercado que se usaron para el proceso de estimación: MILA y S&P.

La segunda columna presenta los resultados del parámetro H estimado usando el método que propone Pfaff (2008). Los valores de H demuestran que algunas series financieras presentan persistencia estadística aunque con valores alrededor de $H = 0.6$.

Las columnas 3, 4 y 5 resumen el ajuste de H (HA) y la prueba de Anis y Lloyd (1976). Como ya se mencionó, el proceso de inferencia se hizo calculando los intervalos de confianza al 95% teniendo en cuenta la metodología utilizada en Weron (2002); si el valor de HA cae dentro de ese intervalo se asume independencia de la serie; en caso contrario, se asume un proceso fraccional que puede ser persistente si cae por encima del intervalo, o anti persistente, si cae por debajo del intervalo.

El segundo proceso de inferencia de la Tabla 1 se encuentra en las columnas seis y siete y son los resultados de la prueba de Lo (1991) en donde se encuentra el q *óptimo* y el valor inicial de decaimiento Vq , ambos sirven como medida para evaluar la estimación del parámetro de Hurst con el método de rango reescalado de la columna número dos. Determinar el valor de q y sobre todo el valor *óptimo*, es un proceso controvertido por la poca evidencia que prueba su eficacia como lo sugiere Pfaff (2008); por lo tanto, la propuesta de Teverovsky et al. (1999), fue la que se implementó para obtener este valor. En las publicaciones de Willinger et al. (1999) y de Teverovsky et al. (1999) se aprecia cómo encontrar el q *óptimo* para analizar el efecto sobre el método de rango reescalado modificado que se aborda en la sección cuatro de este trabajo.

Con los resultados del q *Óptimo* y el valor de decaimiento Vq , es posible tomar la decisión de rechazar o no la hipótesis nula de independencia de la prueba de Lo (1991), ésta se evalúa teniendo en cuenta el punto en el que los valores de decaimiento de Vq cruzan uno de los dos límites de confianza propuestos en la prueba, que son 0.809 y 1.862. En este trabajo se pudo constatar que, si la serie es

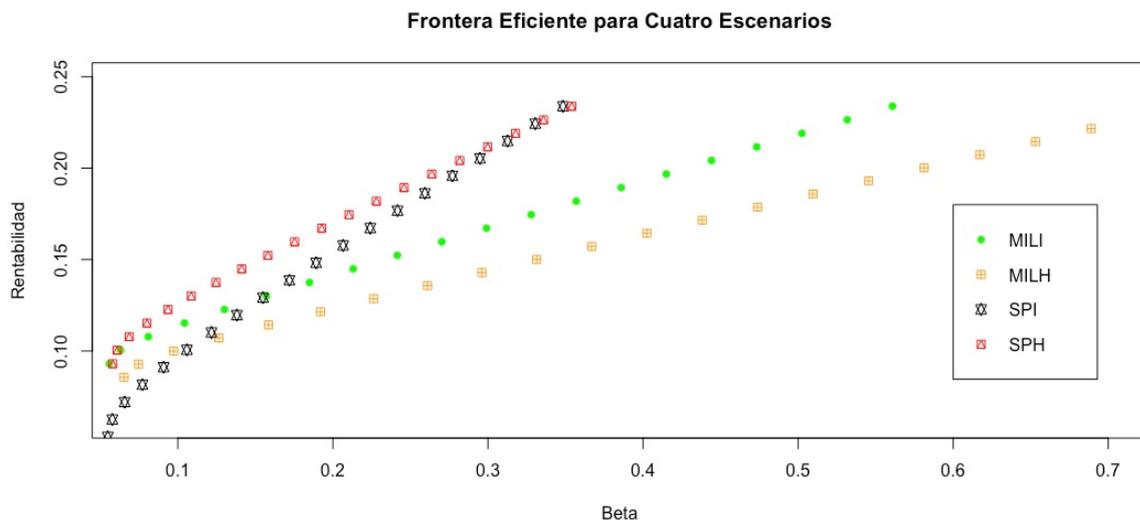
persistente, el valor de decaimiento se encuentra por encima del límite superior, 1.862. Si la serie se considera independiente, el valor de decaimiento cae dentro del intervalo.

De las catorce variables que se evaluaron en este trabajo (12 acciones y dos índices), solo cuatro presentaron un parámetro H cercano a 0.5, sugiriendo ausencia de persistencia; estas fueron: MILA, Ripley de Chile, ICA de México y Ecopetrol de Colombia. Las demás variables presentaron persistencia. Se resalta la congruencia de las dos pruebas utilizadas, llevando a similares conclusiones sobre la persistencia o no de las series de tiempo analizadas.

La última columna de la Tabla 1 contiene los resultados de la estimación del parámetro de Hurst a través del proceso alternativo de Higuchi; si bien los valores estimados del parámetro de Hurst por este método son diferentes a los presentados por el rango reescalado, estos coinciden en darle mayor fuerza a la persistencia estadística en las acciones que así lo demuestran.

A continuación, se analiza el efecto del parámetro de Hurst en los procesos de optimización de portafolios. Se comparan las curvas de frontera eficiente de los cuatro escenarios descritos en la metodología (Figura 1), donde se muestra su comportamiento promedio, que refleja la relación rentabilidad anual-riesgo para cada una de las estrategias planteadas, usando como referentes el mercado MILA y el S&P bajo persistencia e independencia. Todos estos portafolios se construyeron a partir de los H que se obtuvieron de la estimación por rango reescalado teniendo en cuenta los resultados inferenciales.

Figura 1. Análisis de rentabilidad anual - riesgo para diferentes portafolios.



Fuente: Elaboración propia.

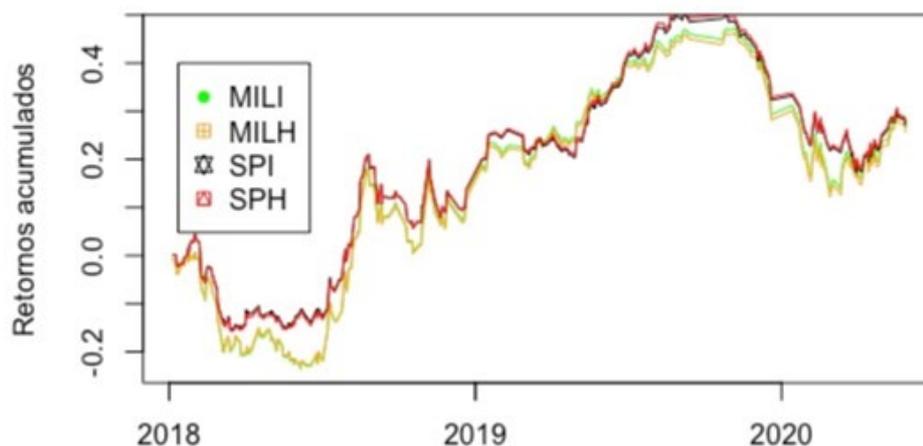
En el eje vertical de la Figura 1 se presenta la rentabilidad esperada anual, entre 0 % y 25%, mientras que en el eje horizontal se encuentra el coeficiente beta como medida de riesgo, entre 0 y 0.7; se destaca que el eje de los betas tiene valores inferiores a 1, hecho que coadyuva al proceso de minimización del riesgo. Para este período en particular, el mejor escenario correspondió al SPH (usando como referente el S&P y teniendo en cuenta las pruebas inferenciales sobre H), quien presentó la mejor relación rentabilidad riesgo, seguido por el SPI (usando como referente el S&P y asumiendo independencia), MILI (usando como referente el MILA y asumiendo independencia) y MILH (usando como referente el MILA y teniendo en cuenta las pruebas inferenciales sobre H).

Se puede inferir que a medida que aumenta el riesgo, para el periodo en particular, se pierde el efecto de la persistencia en estos portafolios. Si el índice no presenta persistencia, como en este caso el MILA, es mejor evaluar los portafolios de forma tradicional, ya que, de otra manera, como se observa en la gráfica, las ponderaciones no van a mostrar los mejores resultados.

En general se observa que para el modelo de mercado es preferible usar como referente un mercado desarrollado como el S&P y tener en cuenta la persistencia de las acciones cuando las pruebas así lo confirman, presentando resultados más eficientes, es decir, mayor rentabilidad por nivel de riesgo asumido.

Adicionalmente, como se mencionó en la metodología, para el proceso de backtesting se calcularon los rendimientos acumulados para cada escenario, en una ventana de dos años; los resultados se muestran en la Figura 2, con las mismas convenciones de la Figura 1. Se observa que dichos rendimientos en la mayor parte del periodo fueron superiores para el escenario SPH, ratificando lo encontrado a favor de usar como referente de mercado el S&P, reconociendo el patrón de persistencia. Como hecho particular, es posible ver el efecto o impacto negativo que trajo el COVID 19 al comenzar el primer trimestre de 2020 en los mercados financieros latinoamericanos.

Figura 2. Backtesting.



Fuente: Elaboración propia.

8. Conclusiones.

En general, las dos pruebas inferenciales utilizadas permiten llegar a conclusiones similares con respecto al patrón de persistencia de las series analizadas. En particular, el índice MILA tuvo una estimación de $H = 0.59$, y la inferencia confirma que a pesar de que el valor es cercano a 0.6, no existe evidencia de persistencia en las observaciones. Por el contrario, el S&P y la mayoría de las acciones analizadas presentan dependencia, con excepción de Ripley de Chile, ICA de México y Ecopetrol de Colombia, que evidencian independencia.

Por supuesto, como lo sugirieron Willinger et al. (1999) y como se hizo en este trabajo, es muy importante realizar siempre una inferencia cuidadosa de H que se ajuste a los patrones temporales de las series para una mejor estimación de H ; esto se traduce en una mejor gestión del riesgo, lo que genera resultados más robustos derivados de la optimización de portafolios.

Las estimaciones por el método de Higuchi también le dan fuerza a los hallazgos de persistencia de las series que estadísticamente muestran este patrón. Aunque se esperaba un comportamiento similar del índice MILA frente a las acciones que pertenecen a su mercado, éste no refleja qué sucede con las acciones que lo conforman, aspecto que puede ser objeto de discusión en otra investigación.

Los resultados del backtesting también comprueban que, al incluir el patrón de persistencia, solo cuando la inferencia así lo indica, genera mejores resultados. Los portafolios que presentan los mejores rendimientos a un menor riesgo son aquellos que toman como referente el S&P, cuando se reconocen los patrones de persistencia; por el contrario, si se toma como referente el MILA, se obtienen mejores resultados bajo independencia, ya que éste mostró específicamente un claro patrón de no persistencia. En conclusión, se evidencia la necesidad de incorporar la persistencia en los procesos de optimización solo cuando las series presentan este patrón, lo que genera mejores resultados de desempeño en función de la relación riesgo-rendimiento.

Como trabajo posterior, se propone realizar bajo distintos escenarios un backtesting con una ventana de tiempo mayor para comprobar la eficiencia de cada uno de los portafolios en términos del patrón de persistencia, los que, al presentar fuertes cambios en la volatilidad de los rendimientos, evidencian la necesidad de incorporar este patrón.

Referencias

- Acuña, C., & Álvarez, A. (2017). Dependencia serial de largo plazo en el índice bursátil chileno, a través del coeficiente de Hurst y Hurst ajustado. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 22(42), 37-50.
- Anis, A.A., & Lloyd, E.H. (1976). The expected value of the adjusted rescaled Hurst range of independent normal summands. *Biometrika*, 63(1), 111-116.
- Auer, B.R., & Hoffmann, A. (2016). Do carry trade returns show signs of long memory? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 61, 201-208. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.02.007>
- Benth, F. (2003). On arbitrage-free pricing of weather derivatives based on fractional brownian motion. *Applied Mathematical Finance*, 10(4), 303-324.
- Biagini, F., Campanino, M., & Fuschini, S. (2008). Discrete approximation of stochastic integrals with respect to fractional Brownian motion of Hurst index $H > 1/2$. *Stochastics An International Journal of Probability and Stochastic Processes*, 80(5), 407-426.
- Caberra, A.I., López, S.S., & López, F. (2012). Dependencia de largo plazo en los rendimientos de acciones mexicanas selectas. *Panorama Económico*, 7(14), 59-78.
- Cajueiro, D.O., & Tabak, B.M. (2007). Long-range dependence and multifractality in the term structure of LIBOR interest rates. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 373, 603-614. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2006.04.110>
- Cajueiro, D.O., & Tabak, B.M. (2008). Testing for long-range dependence in world stock markets. *Chaos, Solitons & Fractals*, 37(3), 918-927. <https://doi.org/10.1016/j.chaos.2006.09.090>
- Cheridito, P. (2001). Mixed fractional Brownian motion. *Bernoulli*, 7(6), 913-934. https://projecteuclid.org/download/pdf_1/euclid.bj/1078951129

- Domínguez, A. (2016). *Análisis multifractal de correlaciones en series temporales de sistemas económicos*. Memoria del Trabajo de Fin de Máster, Universitat de Les Illes Balears, Palma de Mallorca.
- Duarte, J., Sierra, K., & Mascareñas, J.M. (2014). Evaluación de la Memoria de Largo Plazo del Mercado Bursátil Colombiano mediante el Coeficiente de Hurst (Evaluation of Long-Term Memory in Colombian Stock Market by Hurst Coefficient). *Revista Internacional Administración & Finanzas*, 7(4), 1-10.
- Greene, M., & Fielitz, B. (1980). Long-term dependence and least squares regression in investment analysis. *Management Science*, 26(10), 1031-1038.
- Grimm, C., & Schluechtermann, G. (2008). *IP-traffic theory and performance*. Heidelberg: Springer.
- Guasoni, P., Nika, Z., & Rásonyi, M. (2019). Trading Fractional Brownian Motion. *SIAM Journal on Financial Mathematics*, 10(3), 769-789. <https://doi.org/10.1137/17m113592x>
- Hu, Y., & Øksendal, B. (2003). Fractional white noise calculus and applications to finance. *Infinite Dimensional Analysis, Quantum Probability and Related Topics*, 6(1), 1-32.
- Kristoufek, L., & Vosvrda, M. (2013). Measuring capital market efficiency: Global and local correlations structure. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 392(1), 184-193. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2012.08.003>
- Leiton, K. (2011). Validez del supuesto de neutralidad del horizonte de tiempo en el CAPM y la metodología del rango reescalado: aplicación a Colombia. *Borradores de Economía*, 672, 1-42. <https://doi.org/10.32468/be.672>
- León, C., & Reveiz, A. (2011). Portfolio Optimization and Long-Term Dependence. *Banco de la Republica Working Paper*, 602, 1-26. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1686115>
- León, C., & Vivas, F. (2010). Dependencia de largo plazo y la regla de la raíz del tiempo para escalar la volatilidad en el mercado colombiano. *Borradores de Economía*, 603, 1-47. <https://doi.org/10.32468/be.603>
- Lo, A. (1991). Long-term Memory in Stock Market Prices. *Econometrica*, 59 (5), 1279-1313.
- López, F., Villagómez, J., & Venegas, F. (2011). Evidencias de memoria larga en el Índice de Precios y. En M. d. Martínez, C. Zubieta, & F. López, *Administración del Riesgo* (2 ed.). México: Azcapotzalco.
- Luna, S., & Agudelo, D. (2019). ¿Agrega Valor el Modelo Black-Litterman en Portafolios del Mercado Integrado Latinoamericano (MILA)? Evaluación Empírica 2008-2016. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 27, 55-73.
- Mandelbrot, B. (1972). Statistical methodology for nonperiodic cycles: from the covariance to r/s analysis. *Annals of Economic and Social Measurement*, 1(3), 259-290.
- Mandelbrot, B., & Hudson, R. (2005). *Fraktale und Finanzen: Märkte zwischen Risiko, Rendite und Ruin*. München und Zürich: Piper.
- Mandelbrot, B., & Vann Ness, J. (1968). Fractional Brownian Motions, Fractional Noises and Applications. *SIAM Review*, 10(4), 422-437.

- Mandelbrot, B., & Wallis, J. (1969). Computer Experiments with Fractional Noises. *Water Resources Research*, 5, 228-267.
- Montarani, A., Taqqu, M & Teverovsky, V. (1999). Estimating long-range dependence in the presence of periodicity: an empirical study. *Mathematical Computer Modelling*, 29(10-12), 2217-2228.
- Nieto, H.D., Álvarez, J.E., & Rodríguez, E.L. (2016). Análisis de persistencia en acciones financieras en el mercado colombiano a través de la metodología de Rango Reescalado (R/S). *Cuadernos Latinoamericanos de Administración*, 12(22), 23-32.
- Nualart, D. (2003). Stochastic integration with respect to fractional brownian motion and applications. *Contemporary Mathematics*, 3-40. https://www.researchgate.net/profile/David_Nualart2/publication/242388658_Stochastic_integration_with_respect_to_the_fractional_Brownian_motion/links/542588c40cf238c6ea7414f0/Stochastic-integration-with-respect-to-the-fractional-Brownian-motion.pdf
- Pfaff, B. (2008). *Analysis of integrated and cointegrated time series with R*. New York: Springer Science & Business Media.
- Quiroga, C., & Villalobos, A. (2016). Aplicación de dos técnicas del análisis multivariado en el mercado de valores mexicano. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 22, 104-119.
- Samaniego, Á., & Rodríguez, L. (2018). Passive Portfolio Management by Indexing: A Performance Analysis of High, Medium and Low Capitalization Indices in Mexico. *Revista de métodos cuantitativos para la economía y la empresa*, 26, 269-293.
- Sánchez, M.A., Trinidad, J.E., & García, J. (2008). Some comments on Hurst exponent and the long memory processes on capital markets. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 387(22), 5543-5551. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2008.05.053>
- Sensoy, A. (2013). Time-varying long range dependence in market returns of FEAS members. *Chaos, Solitons & Fractals*, 53, 39-45. <https://doi.org/10.1016/j.chaos.2013.05.004>
- Sharpe, W. (1963). A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science*, 9(2), 277-293.
- Srbek, P. (2018). Estimation of the Hurst Exponent in Time Series of Daily Returns of Stock Indices. *Politicka Ekonomie*, 66(4), 508-524.
- Teverovsky, V., Taqqu, M.S., & Willinger, W. (1999). A critical look at Lo's modified R/S statistic. *Journal of statistical Planning and Inference*, 80(1-2), 211-227.
- Urquhart, A. (2016). How predictable are precious metal returns? *The European Journal of Finance*, 23(14), 1390-1413. <https://doi.org/10.1080/1351847x.2016.1204334>
- Weron, R. (2002) Estimating long-range dependence: finite sample properties and confidence intervals. *Physica A*, 312, 285-299.
- Willinger, W., Taqqu, M., & Teverovsky, V. (1999). Stock market prices and long-range dependence. *Finance and Stochastics*, 3(1), 1-13.



Modelización de la demanda de energía eléctrica: más allá de la normalidad

RENDÓN, JUAN F.

Institución Universitaria ITM (Colombia)

Correo electrónico: juanrendon@itm.edu.co

TRESPALACIOS, ALFREDO

Institución Universitaria ITM (Colombia)

Correo electrónico: alfredotrespalacios@itm.edu.co

CORTÉS, LINA M.

Universidad EAFIT (Colombia)

Correo electrónico: lcortesd@eafit.edu.co

VILLADA-MEDINA, HERNÁN D.

Institución Universitaria ITM (Colombia)

Correo electrónico: hernanvillada@itm.edu.co

RESUMEN

Este trabajo propone un modelo de demanda de energía eléctrica basado en métodos de series de tiempo y estadística semi-noparamétrica (SNP). Esto permite conocer no solo el valor esperado de la demanda sino también su distribución de probabilidad de manera que, mediante el cálculo de métricas como la Medida de Riesgo de Cuantil (Quantile Risk Metrics), se puedan tomar decisiones basadas en valores extremos menos o más favorables que el valor esperado. Los resultados muestran que para el caso de la demanda de energía eléctrica del mercado colombiano entre los años 2000 y 2018 la distribución de probabilidad de la demanda diaria promedio es leptocúrtica. Es decir, los eventos extremos ocurren con mayor frecuencia que aquellos que suponen una distribución normal. De modo que, el supuesto de distribución gaussiana conlleva a la subvaloración del riesgo en términos de la subvaloración de la frecuencia de valores extremos.

Palabras clave: demanda de energía, modelización semi-noparamétrica, mercado de energía, medida de riesgo de cuantil.

Clasificación JEL: C58; Q42.

MSC2010: 41A58; 60E05; 60G70.

Electrical energy demand modeling: beyond normality

ABSTRACT

This work proposes a model of electrical energy demand based on time series methods and semi-nonparametric statistics (SNP). This allows knowing not only the expected value of the demand but also its probability distribution so that, by calculating metrics such as the Quantile Risk Metrics, decisions can be made based on less or more extreme values favorable than the expected value. The results show that in the case of electricity demand in the Colombian market between 2000 and 2018, the probability distribution of the average daily demand is leptokurtic. That is, extreme events occur more frequently than those assumed by a normal distribution. Thus, the Gaussian distribution assumption leads to undervaluation of risk in terms of undervaluation of the frequency of extreme values.

Keywords: energy demand, semi-nonparametric modelling, energy market, quantile risk metrics.

JEL classification: C58; Q42.

MSC2010: 41A58; 60E05; 60G70.



1. Introducción.

La principal característica que diferencia los mercados de electricidad de otros mercados corresponde con la necesidad de producir la energía en el mismo instante que ésta es consumida, a tal punto que en tiempo real los sistemas deben mantener un perfecto balance: en cada momento la demanda de energía eléctrica es igual a la generación. Esta particularidad impide, por ejemplo, el arbitraje intertemporal por parte de quienes realizan transacciones en este mercado. El análisis de la demanda de energía eléctrica es importante para comprender no solo los patrones de consumo de los usuarios y su relación con los ciclos económico y climático sino también para identificar uno de los elementos que afecta la formación de precio, tanto spot (al contado o bolsa de energía) como en contratos de venta a futuro (contratos de largo plazo o contratos forward) (Lucia & Schwartz, 2002).

De acuerdo con Domeett (2015), la identificación de la dinámica de la demanda de energía eléctrica permite a los agentes privados y estatales la planificación tanto de la producción del país como de las políticas públicas. El objetivo de dichas políticas es lograr la sostenibilidad de las empresas y la satisfacción de las necesidades de la población en el corto, medio y largo plazo como cuestión de seguridad energética. Tal es su relevancia, que el estudio de la seguridad energética se aborda desde la economía, la estadística, la política, la ingeniería, el medio ambiente y la ciberseguridad. Tópicos sobre los que recaen diferentes tipos de metodologías y herramientas tanto de corte cuantitativo como cualitativo (UPME, 2016).

Desde la economía y la estadística, es común encontrar modelización de tipo econométrico para abordar el tratamiento de las series de la demanda de energía eléctrica. Dicha modelización, usualmente, es realizada considerando que la incertidumbre de las variables está explicada por una distribución normal (definida por un parámetro de ubicación y otro de dispersión), que carece de sesgo y cuya curtosis se mantiene siempre constante. Sin embargo, considerar que la distribución normal logra describir la incertidumbre de la demanda de energía puede limitar los hallazgos de los investigadores o llegar a conclusiones que no obedecen a la realidad de los datos.

El objetivo de este estudio es proponer un modelo de demanda de energía eléctrica basado en métodos de series de tiempo y estadística semi-noparamétrica (SNP), que permita conocer no solo el valor esperado de la demanda sino también su distribución de probabilidad de manera que mediante el cálculo de medidas la Medida de Riesgo de Cuantil (*Quantile Risk Metrics*) se puedan tomar decisiones basadas en valores extremos menos o más favorables que el valor esperado. Como caso de estudio se considera la demanda de energía eléctrica en el mercado colombiano entre los años 2000 y 2018.

Este trabajo se desarrolla de la siguiente manera. En la segunda sección se presentan los antecedentes del estudio de la demanda de energía eléctrica. La tercera sección describe la metodología empleada para modelizar la demanda de energía eléctrica. En la cuarta sección se presentan los resultados obtenidos y, finalmente, en la última sección recopilamos las conclusiones del trabajo.

2. Antecedentes.

La modelización de la demanda de energía eléctrica es un tema de interés para los investigadores sobre la gestión del riesgo de mercado a lo largo de la planificación, construcción y operación de sistemas energéticos. Ioannou, Angus y Brennan (2017) presentan una revisión de 161 artículos sobre los métodos cuantitativos y semicuantitativos que se han utilizado para modelizar riesgos e incertidumbres en la planificación de sistemas de energía sostenible y los estudios de viabilidad, incluida la construcción de portafolios óptimos de tecnología energética. El estudio muestra que la demanda de energía es modelizada generalmente a través de métodos probabilísticos, asumiendo que sigue una función de distribución normal de probabilidad.

Dentro de los métodos de análisis estadístico para la proyección de la demanda se encuentran los trabajos que emplean modelos de regresión lineal como Melikoglu (2013), Callaway (2010), Bianco, Manca y Nardini (2009), Andalib y Atry (2009), González-Romera et al. (2006) y Bentzen y Engsted (1993). Los métodos de regresión utilizan datos de series temporales para estimar la demanda de energía, pero no analizan los datos para establecer sus propiedades. Esto lleva a suponer, implícitamente, que los datos son estacionarios, lo que significa que sus medias y variaciones no varían sistemáticamente con el tiempo. El uso del análisis de cointegración permite el uso de datos sobre variables no estacionarias para estimar coeficientes siempre que las variables estén cointegradas, es decir, que tienen una relación de equilibrio a largo plazo. Dentro de los trabajos que emplean cointegración en el análisis de la demanda de energía se encuentran Engle et al. (1989), Bentzen y Engsted (1993), Bentzen y Engsted (2001), Fouquet et al. (1993), Hunt y Witt (1995), Beenstock, Goldin y Nabot (1999), Nasr, Badr y Dibeh (2000).

Los modelos univariados de series de tiempo aparecen como una alternativa de la predicción de la demanda que no necesita de variables explicativas y del pronóstico de éstas, lo que hace que la incertidumbre del pronóstico sea mayor. El modelo autorregresivo integrado de promedio móvil (ARIMA, por sus siglas en inglés) es una de las técnicas más trabajadas por los investigadores en el pronóstico de la demanda de energía (Debnath & Mourshed, 2018). El-Desouky y El-Kateb (2000) usaron modelos híbridos de redes neuronales artificiales (ANN, por sus siglas en inglés) y ARIMA para pronosticar la demanda de electricidad para la ciudad de Jeddah en Arabia Saudita encontrando un mejor ajuste que el método oficial de series de tiempo. Erdougdu (2007) utilizó un modelo ARIMA para analizar la demanda de electricidad para Turquía. Los resultados mostraron un buen ajuste a la muestra y sugieren que el modelo oficial está sobrestimando la demanda. Un estudio similar para Turquía realizado por Ediger y Akar (2007) empleó modelos ARIMA para pronosticar la demanda de energía primaria de 2005 a 2020. Yuan et al. (2016) realizaron un pronóstico del consumo de energía primaria en China de 2014 a 2020 mediante el uso de modelos ARIMA y modelos grises (GM, por sus siglas en inglés). Los resultados mostraron que si bien el crecimiento de la demanda esperada es alto sería menor que en la primera década del siglo XXI. Hussain et al. (2016) utilizaron un modelo ARIMA para pronosticar la demanda del consumo total y por sectores de electricidad en Pakistán hasta el 2020. Se encontró que el crecimiento esperado en el sector residencial era particularmente alto y que de cumplirse el pronóstico la demanda superaría a la oferta.

Pese a que los modelos de demanda anteriormente mencionados han sido ampliamente utilizados, en general las conclusiones y las comparaciones que se hacen con otros modelos están basados generalmente en el valor esperado del respectivo modelo. Pero es sabido que desde un punto de vista de la gestión de riesgo es necesario conocer, no solo el valor esperado de la demanda, sino también su distribución de probabilidad de manera que mediante el cálculo de medidas como la Medida de Riesgo de Cuantil (*Quantile Risk Metrics*), se puedan tomar decisiones basadas en valores menos o más favorables que el valor esperado (Ioannou et al., 2017).

Los modelos de regresión lineal y los modelos ARIMA proporcionan una distribución normal de probabilidad que permiten calcular intervalos de confianza y percentiles, pero como se presenta más adelante en este estudio, los datos empíricos de la demanda de electricidad en el caso colombiano presentan asimetría o la recurrencia de eventos extremos que resulta en distribuciones de cola pesada. Como resultado de la interacción de las variables involucradas, la demanda de la energía eléctrica exhibe características de estacionalidad, reversión a la media y colas pesadas. Tales características hacen pensar que la suposición de normalidad puede ser insuficiente para representar la incertidumbre de la demanda de electricidad.

En los últimos años, varios estudios han intentado superar las limitaciones del supuesto común de normalidad sobre el rendimiento del precio de las acciones, commodities y variables del mercado de electricidad (León et al., 2007; Trespalacios et al., 2020), que a menudo se rechaza en la literatura financiera empírica, incluso después de controlar los efectos de agrupamiento (*clusters*) de volatilidad.

Aunque esta suposición aún puede ser razonable si el interés se centra en los dos primeros momentos condicionales (Bollerslev & Wooldridge, 1992), en muchas aplicaciones financieras las características en estudio involucran momentos de orden superior, como la asimetría y la curtosis. Desafortunadamente, la normalidad es demasiado restrictiva para aproximar la forma compleja de la distribución de la demanda de electricidad y se requiere de distribuciones más flexibles para explicar su comportamiento y tomar decisiones más acertadas.

Recientemente, la aplicación de modelos de regresión SNP en el pronóstico de la demanda, ha recibido cada vez más atención y numerosas publicaciones ilustran su desempeño superior. Por ello, en la presente investigación se aborda la modelización de la demanda de energía eléctrica desde la estadística SNP, como una opción que permite capturar la incertidumbre de variables aleatorias sin limitarlas solo a dos primeros momentos de la distribución. Algunos estudios que usan modelos de tipo SNP para el tratamiento de series con colas pesadas y sesgo son presentados por Brunner (1992), Mauleon y Perote (2000), Níguez y Perote (2011), Cortés, Mora-Valencia y Perote (2018), Jondeau y Rockinger (2001).

3. Metodología y datos.

3.1. Modelo de demanda diaria promedio.

Se propone un modelo de demanda que tiene el objetivo de capturar patrones en el tiempo, como son la tendencia, efectos estacionales mensuales y efectos AR y MA. En este modelo la única variable exógena es el tiempo. En este modelo la demanda D_t tiene dos componentes: una función determinística $f(t)$ que depende del tiempo y un error aleatorio e_t . La función determinística está compuesta por un conjunto de variables dummy que explica efectos mensuales y un conjunto de parámetros AR y MA que explican otros efectos estacionales.

$$D_t = f(t) + e_t \quad , \quad (1)$$

$$f(t) = \beta_0 + \sum_{m=1}^{12} \beta_m \cdot M_m + \beta_{tend} \cdot t + \sum_{i=1}^p \psi_i \cdot D_{t-i} - \sum_{j=1}^q \theta_j \cdot e_{t-j}, \quad (2)$$

$$\frac{e_t}{\sigma} \sim g(0,1,S,K). \quad (3)$$

β_{tend} es el parámetro que mide la tendencia, M_m . Son variables dummies que explican efectos mensuales y β_m . El conjunto de parámetros que miden estos efectos. ψ_i es un conjunto de parámetros AR y D_t el conjunto de variables rezagadas. θ_j es un conjunto de parámetros MA y e_t el conjunto de errores rezagados.

$g(*)$ es una función de densidad de probabilidad Gram-Charlier tipo A con media cero, varianza 1 y un conjunto de parámetros de S y K que parametrizan el sesgo y la curtosis respectivamente.

i. Modelo de densidad de probabilidad Gram - Charlier

Una función de densidad de probabilidad g de tipo SNP truncada en n términos que caracteriza una variable aleatoria estandarizada x , se describe en la ecuación (1). Donde \mathbf{d} corresponde con un vector de parámetros d_i , $\phi(x)$ es la función de densidad de probabilidad (pdf) de la distribución normal estándar de la ecuación (2) y $H_i(x)$ que se muestra en (3), es el polinomio de Hermite de orden i .

$$g(x; \mathbf{d}) = [1 + \sum_{s=1}^n d_s \cdot H_s(x)]\phi(x), \quad (4)$$

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, \quad (5)$$

$$H_i(y) = \frac{(-1)^i}{\phi(x)} \cdot \frac{d^i \phi(x)}{dx^i}. \quad (6)$$

Como se muestra en la ecuación (3), cada uno de los polinomios de Hermite requiere la derivación de orden i de la pdf normal estándar. Los primeros cinco polinomios de Hermite se muestran a continuación:

$$H_0 = 1, \quad (7)$$

$$H_1 = x, \quad (8)$$

$$H_2 = x^2 - 1, \quad (9)$$

$$H_3 = x^3 - 3x, \quad (10)$$

$$H_4 = x^4 - 6x^2 + 3, \quad (11)$$

$$H_5 = x^5 - 10x^3 + 15x. \quad (12)$$

A continuación, se muestra cómo se relacionan los momentos de la distribución en función de cada uno de los parámetros d_i . Se puede identificar como cada momento i de la variable aleatoria es función del parámetro d_i y otros parámetros d_j , $j < i$. Así, el número de coeficientes requeridos para describir pdf corresponderá con la cantidad de momentos requeridos para describir los datos obtenidos.

$$\mu_1 = d_1, \quad (13)$$

$$\mu_2 = 2d_2 + 1, \quad (14)$$

$$\mu_3 = 6d_3 + 3d_1, \quad (15)$$

$$\mu_4 = 24d_4 + 12d_2 + 3, \quad (16)$$

$$\mu_5 = 120d_5 + 60d_3 + 15d_1. \quad (17)$$

El ajuste de distribución de los datos se realiza por el método de máxima verosimilitud descrito por Del Brio y Perote (2012), que busca encontrar el conjunto de parámetros θ que maximiza la función de log-verosimilitud $l(\theta)$ que se muestra en el problema de optimización que se especifica en (15) y es función del valor de la pdf, $f(\cdot)$, aplicado a cada una de las observaciones x_i . El vector $\hat{\theta}$ se refiere a los valores estimados en el proceso de ajuste.

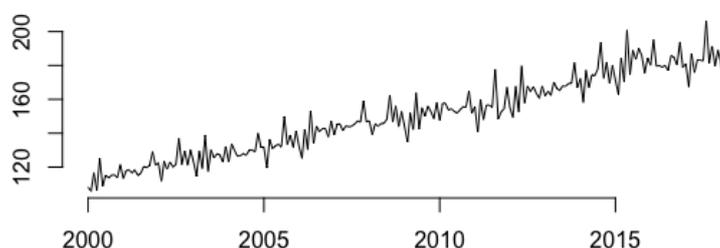
$$\hat{\theta} = \operatorname{argmax}\{l(\theta)\}, \quad (18)$$

$$l(\theta) = \log[L(\theta)] = \sum_{i=1}^N \log[f(x_i|\theta)]. \quad (19)$$

3.2. Muestra y variables.

Para llevar a cabo este estudio se tomaron datos mensuales del Portal BI del Operador y Administrador del Sistema Eléctrico Colombiano (XM) de la demanda de energía eléctrica (en Gigawatt hora - GWh) del mercado colombiano entre los años 2000 y 2018. El Gráfico 1 y la Tabla 1 presentan la serie de tiempo y algunas estadísticas descriptivas respectivamente para todo el período muestral de la demanda diaria promedio, calculada como la demanda mensual dividida por el número de días del mes. En este gráfico se observa una tendencia creciente durante todo el periodo de análisis y patrones estacionales. Por su parte, en la Tabla 1, las estadísticas brindan señales de existencia de valores extremos que pueden llevar a rechazar el supuesto de la normalidad.

Gráfico 1. Demanda diaria promedio.



Fuente: Elaboración propia.

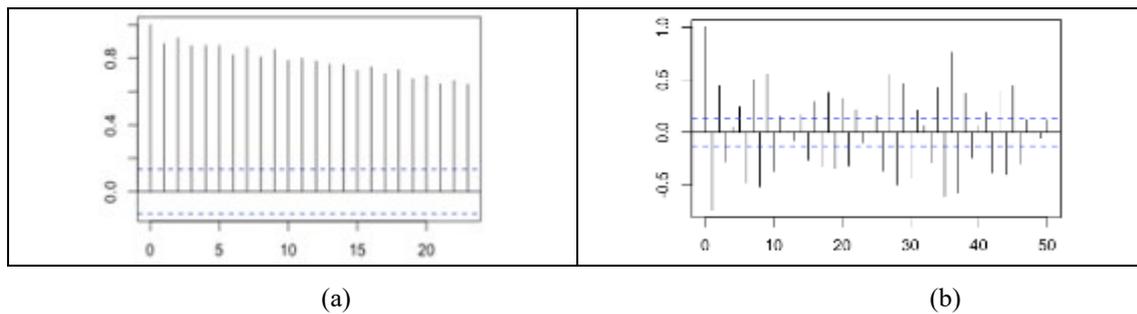
Tabla 1. Estadística descriptiva de la demanda de energía diaria promedio.

Estadístico	Demanda de energía (GWh)
Mediana	148.5
Media	150.2
Máximo	206
Mínimo	105.8
Desv. Estándar	23.27
Percentil 1	108.3
Percentil 5	115.3
Percentil 10	119.6
Percentil 90	181.4
Percentil 95	185.9
Percentil 99	194.9

Fuente: Elaboración propia con información del Portal BI del Operador y Administrador del Sistema Eléctrico Colombiano, XM.

En el ACF de la *Demanda diaria promedio* (Gráfico 2a) se puede observar una fuerte autocorrelación. En el ACF de la diferencia (Gráfico 2b) de la *Demanda diaria promedio*, la correlación es fuerte cuando el retardo es múltiplo de 9, lo que implica un patrón de comportamiento estacional de la serie Tsay (2005).

Gráfico 2. Función de autocorrelación de la demanda y su primera diferencia.



Fuente: Elaboración propia.

4. Resultados.

4.1. Resultados modelo demanda de energía.

En la Tabla 2 se presentan los resultados obtenidos de la estimación de la tendencia y efectos estacionales mensuales. Según los resultados de los valores estimados de los parámetros de las variables categóricas mensuales, no hay una diferencia significativa entre los meses 1, 4 y 6 de la *demanda diaria* (meses de nivel medio de demanda), el mes 2 tiene un nivel de *demanda diaria* más bajo que los meses de nivel medio de demanda y el resto de meses son los meses con más altos niveles de *demanda diaria* (en promedio el mes 8 es el de más alta *demanda diaria*).

Tabla 2. Estimación de la tendencia y efectos estacionales mensuales.

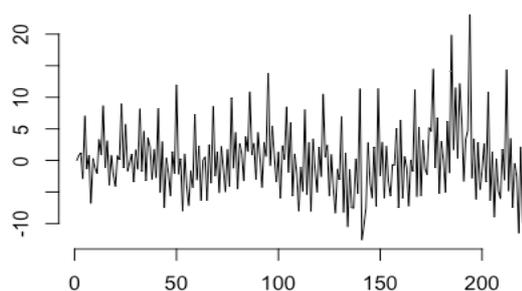
	Estimado	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercepto	89.0289210	1.2671287	70.260362	0.0000000***
Tendencia	0.3496544	0.0061372	56.973318	0.0000000***
Mes 2	-3.6237371	1.5342561	-2.361886	0.0191012*
Mes 3	6.3592961	1.5342758	4.144819	0.0000494***
Mes 5	8.3674804	1.5658406	5.343763	0.0000002***
Mes 7	4.1688131	1.5657590	2.662487	0.0083601**
Mes 8	9.6066036	1.5657543	6.135448	0.0000000***
Mes 9	3.8274248	1.5657736	2.444431	0.0153367*
Mes 10	5.1136866	1.5658170	3.265826	0.0012755**
Mes 11	4.1424111	1.5658844	2.645413	0.0087792**
Mes 12	6.0605822	1.5659759	3.870163	0.0001454***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Fuente: Elaboración propia.

En el Gráfico 3 se observa la *demanda diaria promedio*, sin los efectos mensuales y sin tendencia. En este gráfico todavía se observan patrones estacionales, como los que se aprecian en el correlograma presentado en el Gráfico 1.

Gráfico 3. Demanda diaria promedio desestacionalizada y sin tendencia.



Fuente: Elaboración propia.

En la Tabla 3 se muestra que, en el componente autorregresivo del modelo, resultan significativos los parámetros de los retardos 1, 4 y 9. Para el componente de medias móviles, los parámetros significativos corresponden a los retardos del error 1, 2, 3, 4 y 9.

Tabla 3. Modelo ARMA.

	Estimado	Std. Error	t value	Pr(> t)
AR1	-0.049973	0.013639	-3.664	0.000248***
AR4	-0.022068	0.007343	-3.005	0.002653**
AR9	0.987256	0.012215	80.822	< 2e-16***
MA1	0.364965	0.054328	6.718	1.85e-11***
MA2	0.313459	0.055497	5.648	1.62e-08***
MA3	0.211449	0.053000	3.990	6.62e-05***
MA4	0.092886	0.037741	2.461	0.013849*
MA9	-0.722639	0.048005	-15.053	< 2e-16***
AIC	1088.12			

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 4 presenta las estadísticas descriptivas de los residuales del modelo, en donde se estima que la desviación estandar de la demanda diaria promedio es 2.8GWh. La distribución de frecuencias tiene sesgo negativo y es leptocurtica, lo que implica la presencia de colas pesadas. El test de curtosis prueba que el exceso de curtosis es significativo, respecto del de una distribución normal.

Tabla 4. Estadística descriptiva para los residuales de modelo ARMA de la demanda desestacionalizada y sin tendencia de energía mensual.

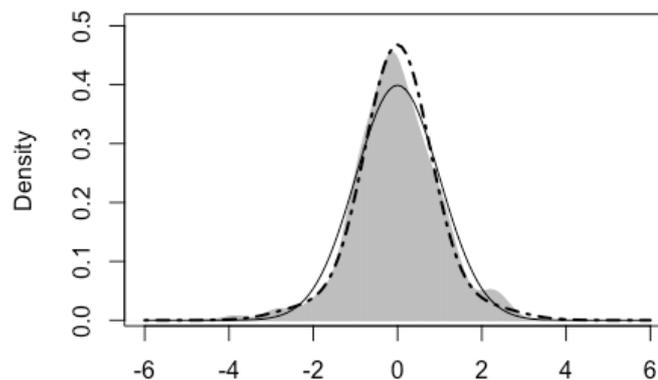
Estadístico	Demanda de energía (GWh)
Mínimo	-10.6
Mediana	-0.1
Media	0.0
Máximo	7.4
Desv. Estándar	2.8
Sesgo	-0.2

Curtosis	4.2
Percentil 1	-7.9
Percentil 5	-4.2
Percentil 10	-3.1
Percentil 95	4.5
Percentil 90	3.2
Percentil 99	6.6
Test sesgo normal: T = -0.16, p-value = 0.3245	
Test curtosis normal: T = 4.1974, p-value = 0.0055	

Fuente: Elaboración propia.

En el Gráfico 4 se observa un mejor ajuste de la pdf Gram-Charlier que la pdf normal, en las colas de la distribución de frecuencia de los residuales estándar. El área gris, corresponde a la distribución de frecuencia suavizada, la línea continua a la distribución normal y la línea punteada a la función de densidad de probabilidad Gram-Charlier.

Gráfico 4. Ajuste de los residuales estándar del modelo a la distribución normal y la distribución Gram-Charlier.

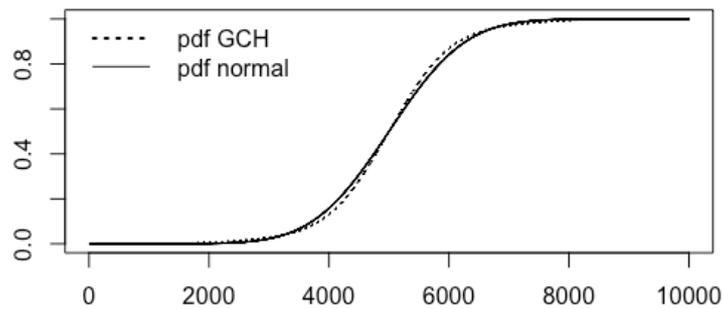


Fuente: Elaboración propia.

Por su parte, el Gráfico 5 muestra la función de probabilidad acumulada de los residuales del modelo ARMA. Se observa cómo al lado izquierdo de la mediana para cierto valor de la demanda la probabilidad acumulada es mayor para la distribución normal, pero en la cola izquierda, la pdf GCH y normal se cruzan y de esta manera, la probabilidad acumulada para cierto valor de la demanda en la cola izquierda, es mayor para la pdf GCH que para la pdf normal.

La función de probabilidad acumulada muestra como al lado izquierdo de la mediana para cierto valor de la demanda la probabilidad acumulada es mayor para la distribución normal, pero en la cola izquierda, la pdf GCH y normal se cruzan y de esta manera, la probabilidad acumulada para cierto valor de la demanda en la cola izquierda, es mayor para la pdf GCH que para la pdf normal.

Gráfico 5. Probabilidad acumulada de las distribuciones normal y Gram-Charlier de los residuales del modelo ARMA.



Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 5 presenta los resultados del parámetro d_4 ajustado a partir de la función de densidad SNP. Este parámetro captura el exceso de curtosis de la serie y estadísticamente resulta altamente significativo. Es de anotar que el parámetro de sesgo no resulta significativo.

Tabla 5. Parámetros ajustados a partir de la función de densidad SNP.

	Estimado	Std	t	p value
d_4	0.0575002	0.0196507	2.92612	0.0034322
AIC SNP	589.8019			
AIC Norm	601.7897			

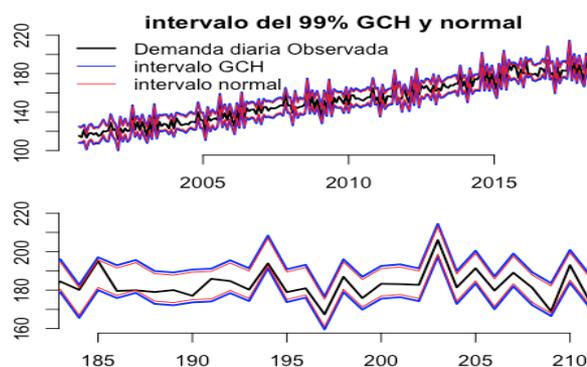
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Fuente: Elaboración propia.

4.2. Aplicación de resultados y prueba de *backtesting*.

En el Gráfico 6 se observa cómo el intervalo según la distribución Gram-Charlier es en general más amplio que el intervalo obtenido según la distribución normal, lo que indica que el riesgo de baja demanda es mayor si se mide con la distribución Gram-Charlier. La parte superior muestra el intervalo para toda la muestra. La parte inferior muestra el detalle entre enero de 2016 y abril de 2018.

Gráfico 6. Intervalo estimado con el 99% de probabilidad según la pdf GCH y la pdf normal.



Fuente: Elaboración propia.

Una de las medidas de riesgo más empleadas en los mercados financieros es el valor en riesgo, o VaR por su sigla en inglés (Value at Risk), que mide la máxima pérdida esperada para un determinado horizonte de tiempo y un nivel de significancia, bajo condiciones normales de mercado. Según Hull (2002, p. 378) el VaR permite realizar afirmaciones como “estamos seguros en $(1 - \alpha)\%$ de que no perderemos más de X dólares en los próximos h días”. Esta misma idea puede ser aplicada para la demanda de energía eléctrica tanto para el caso de la estimación de escenarios de máxima como de mínima demanda. A continuación, se presenta una aplicación de los resultados obtenidos y el backtesting o calibración que se aplica generalmente a los modelos VaR pero en este caso a la estimación del peor escenario de demanda desde el punto de vista del productor y comercializador. El concepto de VaR puede suscribirse en el concepto de *Medida de Riesgo de Cuantil (Quantile Risk Metrics)* que se define para algún número real α entre 0 y 1, como un cuantil x_α de la distribución de una variable aleatoria continua X tal que:

$$P(X < X_\alpha) = \alpha$$

Para medir la *demanda diaria mínima esperada* en un mes determinado se utiliza la estimación de un cuantil de la cola. En este caso se emplea un cuantil α bajo el que se acumula el 0.5% de la probabilidad. Dado que el intervalo de confianza es del 99.5% ($1 - \alpha$ a la derecha), se espera que la proporción p de valores de la *demanda diaria* que son menores al cuantil 0.5% sea menor que α .

Con el fin de evaluar la hipótesis nula de que $p = \alpha$, se puede emplear el estadístico t_U de Kupiec (1995), cuya expresión corresponde a:

$$t_U = \frac{\hat{p} - \alpha}{\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{H}}} \quad (20)$$

donde:

\hat{p} = proporción de excepciones observadas

H = número total de predicciones (o casos)

Kupiec (1995) demostró que ese estadístico sigue una distribución t con $H - 1$ grados de libertad. Así se rechazará la hipótesis nula, que establece que el modelo provee una cobertura (no condicional) deseada, si el valor absoluto de t_U es mayor que el t crítico asociado con una probabilidad $\alpha/2$ y $H - 1$ grados de libertad (en valor absoluto).

	Ajuste Distribución Gram-Charlier	Ajuste Distribución Normal
Proporción de excepciones (\hat{p})	0.004739336	0.01895735
Estadístico t_U de Kupiec	-0.0551308	1.486659
Valor t crítico	0.9560867	0.1386047

En este caso tenemos que el valor absoluto del estadístico t_U de Kupiec es menor que el valor t crítico para el ajuste a la distribución Gram-Charlier y mayor en el caso de la distribución normal. Entonces, se puede aceptar la hipótesis nula de que el modelo provee la cobertura deseada en el caso del ajuste a la distribución Gram-Charlier, pero se rechaza para el caso del ajuste a la distribución normal.

5. Conclusiones.

En este trabajo se propone un modelo de demanda de energía eléctrica basado en métodos de series de tiempo y estadística semi-noparamétrica (SNP), que permite conocer no solo el valor esperado de la demanda sino también su distribución de probabilidad de manera que mediante el cálculo de métricas como la Medida de Riesgo de Cuantil (*Quantile Risk Metrics*) se puedan tomar decisiones basadas en valores extremos menos o más favorables que el valor esperado.

El modelo proporciona estimaciones de parámetros de la estructura temporal del valor esperado de largo plazo de la demanda diaria promedio, tal como lo es el parámetro estimado de tendencia, los efectos mensuales y otros efectos estacionales que se pueden capturar a través de términos de modelos autorregresivos y de medias móviles. Tomando como caso el mercado colombiano, en particular, se puede concluir que la demanda diaria promedio crece 0.35GWh por mes (4.2GWh por año). El mes de mayor demanda es agosto y el de menor demanda es febrero. Los modelos estacionales de variables dummy proporcionan parámetros que miden directamente la diferencia promedio en la demanda de cada mes.

Partiendo del modelo de valor esperado propuesto en este artículo, se puede concluir que la distribución de probabilidad de la demanda diaria promedio de energía eléctrica en Colombia es leptocúrtica. Es decir, los eventos extremos ocurren con mayor frecuencia que aquellos en los que se asume una distribución normal. De esta manera, el supuesto de distribución gaussiana conlleva a la subvaloración del riesgo en términos de la frecuencia de ocurrencia de valores extremos.

Los resultados muestran que la distribución de tipo SNP tiene un mejor desempeño para la modelización de la incertidumbre de la demanda de energía eléctrica respecto a la distribución normal (que se encuentra anidada en la SNP). Se observa que este enfoque permite capturar la leptocurtosis de la distribución de probabilidad de la demanda diaria.

Finalmente, los modelos basados en *Medidas de Riesgo de Cuantil*, permiten tomar decisiones teniendo en cuenta el apetito al riesgo, a través del parámetro α que es proporcional al riesgo que se corre en la toma de decisiones. Para trabajos futuros, se recomienda a los investigadores continuar aplicando las técnicas de estadística SNP a problemas relacionados con la demanda de energía eléctrica. Así como explorar su aplicación a diferentes variables que influyan en este mercado.

Financiación

Los autores agradecen la financiación brindada por el Instituto Tecnológico Metropolitano - ITM bajo el proyecto de investigación titulado "Valoración de parques eólicos para diversificar la canasta energética de Colombia". También se agradece a la Universidad EAFIT [Project 828-000019].

Referencias

- Andalib, A., & Atry, F. (2009). Multi-step ahead forecasts for electricity prices using NARX: a new approach, a critical analysis of one-step ahead forecasts. *Energy Conversion Management*, 50(3), 739-747. <https://doi.org/10.1016/j.enconman.2008.09.040>
- Beenstock, M., Goldin, E., & Nabot, D. (1999). The demand for electricity in Israel. *Energy Economics*, 21(2), 168-183.

- Bentzen, J., & Engsted, T. (1993). Short- and long-run elasticities in energy demand: a cointegration approach. *Energy Economics*, *15*(1), 9-16.
- Bentzen, J., & Engsted, T. (2001). A revival of the autoregressive distributed lag model in estimating energy demand relationships. *Energy*, *26*(1), 45-55.
- Bianco, V., Manca, O., & Nardini, S. (2009). Electricity consumption forecasting in Italy using linear regression models. *Energy*, *34*(9), 1413-1421. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2009.06.034>
- Bollerslev, T., & Wooldridge, J. (1992). Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. *Econometric Reviews*, *11*, 143-172.
- Brunner, A.D. (1992). Conditional asymmetries in real GNP: A Semiparametric Approach. *Journal of Business & Economic Statistics*, *10*(1), 65-72. <https://doi.org/10.2307/1391805>
- Callaway, D.S. (2010). Sequential Reliability Forecasting for Wind Energy: Temperature Dependence and Probability Distributions. *IEEE Transactions on Energy Conversion*, *25*(2), 577-585. <https://doi.org/10.1109/TEC.2009.2039219>.
- Cortés, L.M., Mora-Valencia, A., & Perote, J. (2018). Retrieving the implicit risk neutral density of WTI options with a semi-nonparametric approach. *The North American Journal of Economics and Finance*. In press. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.10.010>
- Debnath, K.B., & Mourshed, M. (2018). Forecasting methods in energy planning models. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *88*(C), 297-325.
- Del Brio, E., & Perote, J. (2012). Gram-Charlier densities: Maximum likelihood versus the method of moments. *Insurance: Mathematics and Economics*, *51*(3), 531-537. <https://doi.org/10.1016/j.insmatheco.2012.07.005>
- Domeett, G. (2015). Análisis de los determinantes del cambio de la demanda de energía eléctrica en la ciudad de Neuquén. *Ciencias Administrativas*, *3*(6), 1-15. <https://revistas.unlp.edu.ar/CADM/article/view/1541>
- Ediger, V., & Akar, S. (2007). ARIMA forecasting of primary energy demand by fuel in Turkey. *Energy Policy*, *35*, 1701-1708.
- El-Desouky, A.A. & El-Kateb, M.M. (2000). Hybrid adaptive techniques for electric-load forecast using ANN and ARIMA. *IEE Proceedings: Generation, Transmission and Distribution*, *147*(4), 213-217.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J., & Hallman, J.J. (1989). Merging short-and long-run forecasts: an application of seasonal cointegration to monthly electricity sales forecasting. *Journal of Econometrics*, *40*(1), 45-62.
- Erdogdu, E. (2007). Electricity demand analysis using cointegration and ARIMA modelling: A case study of Turkey. *Energy Policy*, *35*, 1129-1146.
- Fouquet, R., Hawdon, D., Pearson, P., Robinson, C., & Stevens, P. (1993). The SEEC United Kingdom energy demand forecast. Surrey Energy Economics Centre (SEEC): Occasional Paper 1, Department of Economics, University of Surrey, Guildford, UK.

- González-Romera, E., Jaramillo-Morán, M.A., & Carmona-Fernández, D. (2006). Monthly electric energy demand forecasting based on trend extraction. *IEEE Transactions Power Systems*, 21(4), 1946-1953. <https://doi.org/10.1109/TPWRS.2006.883666>
- Hull, J.C. (2002). *Introducción a los Mercados de Futuros y Opciones*. Boston: Prentice Hall.
- Hunt, L.C., & Witt, R. (1995). An analysis of UK energy demand using multivariate cointegration. Surrey Energy Economics Centre (SEEC): Discussion Paper No: 86, Department of Economics, University of Surrey, Guildford, UK.
- Hussain, A., Rahman, M., & Memon, J.A. (2016). Forecasting electricity consumption in Pakistan: the way forward. *Energy Policy*, 90, 73-80.
- Ioannou, A., Angus, A., & Brennan, F. (2017). Risk-based methods for sustainable energy system planning: A review. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 74, 602-615.
- Jondeau, E., & Rockinger, M. (2001). Gram-Charlier densities. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 25(10), 1457-1483. [https://doi.org/10.1016/s0165-1889\(99\)00082-2](https://doi.org/10.1016/s0165-1889(99)00082-2)
- Kupiec, P. (1995). Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models. *The Journal of Derivatives*, 3, 71-84.
- León, A., Mencia, J., & Sentana, E. (2007). *Parametric Properties of Semi-Nonparametric Distributions, with Applications to Option Valuation*. Documentos de trabajo No 0707. Madrid, España: Banco de España.
- Lucia, J.J., & Schwartz, E.S. (2002). Electricity prices and power derivatives: Evidence from the Nordic power exchange. *Review of Derivatives Research*, 5(1), 5-50. <https://doi.org/10.1023/A:1013846631785>
- Mauleon, I., & Perote, J. (2000). Testing densities with financial data: An Empirical comparison of the Edgeworth-Sargan density to the Student's t. *The European Journal of Finance*, 6(2), 225-239. <https://doi.org/10.1080/13518470050020851>
- Melikoglu, M. (2013). Forecasting Turkey's natural gas demand between 2013 and 2030. *Renew Sustain Energy Reviews*, 22, 393-400.
- Nasr, G., Badr, E., & Dibeh, G. (2000). Econometric modelling of electricity consumption in postwar Lebanon. *Energy Economics*, 22(6), 627-640.
- Ñíguez, T.-M., & Perote, J. (2011). Forecasting heavy-tailed densities with positive Edgeworth and Gram-Charlier expansions. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4), 600-627. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00663.x>
- UPME (2016). *Seguridad energética para Colombia. Entregable 3: Informe Final*. <https://bdigital.upme.gov.co/bitstream/001/1314/1/Seguridad%20Energ%C3%A9tica%20UPME-CIDET%20Entrega%20Final.pdf>
- Trespalacios, A., Cortés, L., & Perote, J. (2020). Uncertainty in electricity markets from a semi-nonparametric approach. *Energy Policy*, 137, 111091.
- Tsay, R.S. (2005). *Analysis of Financial Time Series*. Vol. 543. Chicago: John Wiley & sons.

Yuan, C., Liu, S., & Fang, Z. (2016). Comparison of China's primary energy consumption forecasting by using ARIMA (the autoregressive integrated moving average) model and GM(1,1) model. *Energy, 100*, 384-390.



Factores de gestión del conocimiento en entidad pública del sector de tránsito y transporte

OROZCO ACOSTA, ERICK

Universidad Simón Bolívar (Colombia)*

Correo electrónico: eorozco15@unisimonbolivar.edu.co

ORTIZ-OSPINO, LUIS*

Correo electrónico: lortiz27@unisimonbolivar.edu.co

PADILLA-SUÁREZ, DORIS

Instituto de Tránsito del Atlántico (Colombia)

Correo electrónico: dorispadillasuarez@hotmail.com

PIZARRO GUTIÉRREZ, ANALIDA

Universidad del Atlántico (Colombia)

Correo electrónico: analidapizarro@mailuniatlantico.edu.co

RESUMEN

Desde una visión sistémica, la gestión del conocimiento afecta al proceso de toma de decisiones en las organizaciones que, en un entorno globalizado, deben plantear estrategias que posibiliten el incremento de la competitividad y productividad. El objetivo es determinar los factores de gestión del conocimiento (GC) en una entidad pública del sector transporte en Colombia que optimizan la prestación de sus servicios, ofreciendo herramientas que facilitan la captura, creación, retención, difusión y uso del conocimiento, tomando como referencia, el análisis relacional de cuatro factores como son el manejo de información, la planeación estratégica, la comunicación e incentivos y la gestión tecnológica.

La investigación es de enfoque cuantitativo, con un alcance correlacional y diseño no experimental de tipo transversal. En el análisis de los datos se aplicaron técnicas estadísticas multivariadas. Se realizó un análisis correlacional a través del cálculo del coeficiente de correlación de Spearman, para establecer cómo son las relaciones entre las dimensiones de los factores estudiados y entre cada factor. Luego se validan los factores mediante un análisis de ecuaciones estructurales con estimaciones de máxima verosimilitud. Dentro de los hallazgos destaca que no existe una asociación entre el manejo de la información y la gestión tecnológica, lo que limita la gestión del conocimiento organizacional, pero a su vez constituye una oportunidad de mejora para la efectiva ejecución futura de los procesos.

Palabras clave: gestión del conocimiento, modelos, tecnología, toma de decisiones.

Clasificación JEL: C12; C35; H87; L98.

MSC2010: 62H12; 62H15; 62H20; 62H25.

Knowledge factors in public entity of the transit and transport sector

ABSTRACT

From a systemic perspective, knowledge management affects the decision-making process in organizations that, in a globalized environment, must propose strategies that make it possible to increase competitiveness and productivity. The objective is to determine the knowledge management factors (GC) in a public entity of the transport sector in Colombia that optimize the provision of its services, offering tools that facilitate the capture, creation, retention, dissemination and use of knowledge, taking as a reference, the Relational analysis of four factors such as information management, strategic planning, communication and incentives and technological management.

The research is quantitative in approach, with a correlational scope and a non-experimental cross-sectional design. Multivariate statistical techniques were applied in the data analysis. A correlational analysis was performed through the calculation of the Spearman correlation coefficient, to establish how the relationships between the dimensions of the factors studied and between each factor are. The factors are then validated through an analysis of structural equations with maximum likelihood estimates.

Among the findings found it is highlighted that there is no association between information management and technological management, which limits the management of organizational knowledge but in turn constitutes an opportunity for improvement for the effective future execution of the processes.

Keywords: knowledge management, models, technology, decision making.

JEL classification: C12; C35; H87; L98.

MSC2010: 62H12; 62H15; 62H20; 62H25.



1. Introducción.

La dinámica cambiante del entorno competitivo hace que las organizaciones tengan retos cada día más complejos para alcanzar sus objetivos básicos financieros y sociales. Una forma de afrontar estos desafíos es en la medida que se pueda transformar el aprendizaje individual en conocimiento organizacional (CO), para generar productos y/o servicios de valor agregado. De esta manera, el conocimiento organizacional se considera, actualmente, como una de las fuentes principales para promover el desempeño empresarial (Acosta et al., 2020a), la ventaja competitiva (Al Zoubi, 2020) y las capacidades de innovación (Acosta et al., 2020b; Balasubramanian et al., 2019). Específicamente, se destacan dos tipos de CO: el explícito y el tácito. El explícito es aquel que puede ser estructurado, almacenado y distribuido; y el tácito, son las experiencias de aprendizaje personales de cada sujeto que hace parte de una empresa y que no está almacenado ni disponible para todos los actores de la organización (Nonaka & Takeuchi, 1999). Ésta es una de las principales barreras para ir en camino de una sociedad del conocimiento que es la capacidad de una organización para identificar, producir, tratar, transformar, difundir y utilizar la información (Bindé, 2005).

El conocimiento es fundamental para la formulación de políticas y los modelos de atención de servicios públicos (Blackman et al., 2013). La gestión del conocimiento (GC), es un proceso sistemático de creación, adquisición, transferencia y aplicación de los conocimientos críticos para el desarrollo de estrategias, decisiones y operaciones encaminadas a la creación de valor (Valdés, 2004). Se ha comprobado que la GC es fundamental para garantizar el acceso de los ciudadanos a instituciones estatales por productos/servicios que garantizan derechos fundamentales como participación ciudadana, asistencia legal y social, salud, educación, gobierno en línea, entre otros (Pee & Kankanhalli, 2016). Sin embargo, muchas empresas colombianas del sector público y privado, no pueden aprovechar el conocimiento generado en la práctica empresarial, ya que no existe una verdadera memoria organizacional que les permita solucionar problemas o tomar como base experiencias de anteriores para generar soluciones eficaces a los problemas actuales (Castillo et al., 2017).

A partir de lo anterior, se tiene una de las principales motivaciones de este trabajo, debido a que la entidad pública (unidad de análisis) no es ajena a las condiciones explicadas anteriormente. La entidad no contaba con una definición clara de los ejes sobre los que se debía fundamentar su sistema de GC acumulado en toda su trayectoria empresarial y, por tanto, no existía disponibilidad de información útil y pertinente derivada de la experiencia de los funcionarios en la práctica de la organización para afrontar eventos como ausencias laborales por motivos de licencias, incapacidades, vacaciones, pensión o retiros definitivos (Angulo, 2017). Las ausencias ocasionan trastornos en el desarrollo normal de los procesos y procedimientos, generando muchas veces retrasos en la entrega oportuna de respuestas a las solicitudes de usuarios y proveedores de la entidad.

Por otra parte, en lo referente a la información y comunicación del conocimiento, no existe un sistema interno que registre, recopile, ni transfiera las buenas prácticas y lecciones aprendidas de la organización generadas por sus empleados, lo que genera ineficiencia y pérdidas de tiempo, evidenciadas en la carencia de sistemas y métodos de gestión de la información y memoria organizacional que trae como consecuencia incidir en los mismos errores y la infinita búsqueda de soluciones a problemas que ya han sido resueltos con anterioridad (Contreras & Tito, 2013).

El objetivo principal de una estrategia de GC es promover la mejora continua y la aplicación de las competencias organizacionales a todo nivel para alinear los recursos y capacidades de conocimiento con las necesidades que plantea la implementación de la estrategia competitiva del negocio (Zabaleta et al., 2016). De igual forma, la GC puede generar información útil para todos los niveles de la entidad pública y sus grupos de interés cuyos efectos son la generación de nuevo conocimiento y fortalecimiento de la memoria empresarial que conducen a la generación de valor corporativo (Garzón & Fisher, 2010).

Por otro lado, los procesos de innovación están muy ligados a la GC (Valle et al., 2015), debido a que a través del capital intelectual existente en la empresa, se pueden llevar a cabo innovaciones en sus servicios y procesos para responder a los cambios del entorno e incrementar la capacidad de la

organización en el logro de las metas establecidas. En este sentido, la GC fortalece los procesos de innovación empresariales e impulsa el crecimiento económico a través del desarrollo de políticas en ciencia, tecnología e innovación enfocada al sector (Fontalvo et al., 2011; Gutierrez et al., 2017).

En este sentido, la gestión del conocimiento involucra un conjunto de condiciones organizacionales internas y externas que favorecen la solución de los problemas y el desarrollo de habilidades (Acosta et al., 2020b). En la literatura se identifican diferentes condiciones para gestionar el conocimiento organizacional. En primera medida, el propósito estratégico, la estructura flexible, la implementación de tecnologías de información y comunicaciones, el ambiente interno y el ambiente competitivo (Acosta et al., 2020a). En segunda medida, la confianza, la conciencia, la cultura, la estructura organizacional y la tecnología de la información (Al Zoubi, 2020). En tercera medida, la capacidad de mejora desde el entrenamiento de los colaboradores, el compromiso organizacional a largo plazo y la innovación, así como el desarrollo de una cultura de colaboración; son factores que influyen en la implementación exitosa de procesos de gestión del conocimiento (Yap & Toh, 2020).

En el presente trabajo se analizan las condiciones de gestión del conocimiento relacionadas con el manejo de la información, la planeación estratégica y las comunicaciones e incentivos. En primer lugar, el manejo de la información incluye la estructura organizacional que soporta las actividades y los flujos de información en la organización. Al respecto, la gestión del conocimiento requiere una estructura flexible, que promueva la autonomía y toma de decisiones eficientes en la organización (Acosta et al., 2020a). Igualmente, esta condición incluye la capacidad de las personas o equipos para promover nuevas ideas. En este ámbito, la promoción del aprendizaje continuo y el desarrollo de competencias individuales en los colaboradores favorecen la creatividad de la firma (Echeverri et al., 2018).

En segundo lugar, la planeación estratégica, orientada al logro de los objetivos de la organización en un entorno dinámico y complejo (Acosta et al., 2020b). En tercer lugar, se analiza la condición de comunicaciones e incentivos, considerando que la recompensa y el reconocimiento, así como un clima para la comunicación abierta, estimulan significativamente la cultura de intercambio de conocimientos de la organización (Yap & Toh, 2020). Puntualmente, tanto las recompensas intrínsecas como extrínsecas son relevantes para promover el intercambio de conocimiento (Muniz et al., 2019). De la misma manera, en el contexto de las comunidades de práctica conformadas por pequeñas y medianas empresas, el sistema de recompensas es un factor que promueve el intercambio de conocimiento (Tan & Ramayah, 2018).

Así, la gestión del conocimiento es una función relevante en todas las industrias (Vyas et al., 2020). Específicamente en el ámbito de la administración pública, la gestión del conocimiento favorece la innovación desde la perspectiva de las políticas y los servicios ofertados (Pee & Kankanhalli, 2016). Al mismo tiempo, en el contexto de una economía emergente (Fierro, Martínez & García, 2018) el intercambio de conocimiento favorece el desempeño organizacional en organizaciones públicas. Desde esta perspectiva, la gestión del conocimiento se está volviendo cada vez más crítica para las organizaciones públicas (Al Yami & Ajmal, 2019).

De acuerdo con lo anterior, estudios previos reconocen que los sectores públicos deben enfocarse en los procesos de gestión del conocimiento para mejorar la eficiencia organizacional (Al Yami & Ajmal, 2019). No obstante, la gestión del conocimiento en el sector público es un área relativamente poco investigada, que ha recibido atención en la literatura reciente (Razzaq et al., 2019). Es por ello que, el presente artículo tiene como objetivo principal, determinar los factores de GC en una entidad pública del sector transporte en Colombia que optimizan la prestación de sus servicios, ofreciendo herramientas que facilitan la captura, creación, retención, difusión y uso del conocimiento para lograr el éxito organizacional, a través del aprendizaje organizacional (Garzón & Fisher, 2010), comunidades de práctica (Sanz, 2005), la innovación y adaptación al cambio organizacional (Ortiz-Ospino et al., 2017).

2. Materiales y métodos.

La presente investigación es de enfoque cuantitativo. Según Hernández (2010) es un tipo de estudio que se realiza a través de mediciones o métodos numéricos y/o estadísticos para el análisis de la información, cuantificando datos y permitiendo medir el fenómeno de análisis. Asimismo, se optó por un alcance correlacional, en razón de que se establecieron las relaciones entre las dimensiones de los factores estudiados tales como: manejo de la información (MI), planeación estratégica (PE), comunicación e incentivos (CI) y gestión tecnológica (GT), aplicando el cálculo del coeficiente de correlación de Spearman. Además, se planteó un diseño no experimental de clase transversal (o transeccional) debido a que las variables y sujetos no fueron manipulados y la información se capta en un único momento.

La población objeto de estudio (N) la constituyen 65 funcionarios de una entidad pública reguladora de transporte en Colombia. El error muestral asumido es del 5% (e), para un nivel de confianza del 95% para una muestra calculada de 56 funcionarios a partir de la aplicación de la ecuación de tamaño muestral para muestra finita y sin reemplazo, que es la siguiente:

$$n = \frac{N}{1 + e^2 N}$$

Se utilizó la técnica de la encuesta escrita aplicada físicamente a la muestra, con ítems planteados en escala de Likert, con cinco alternativas de respuestas, relacionadas con la percepción de los funcionarios sobre la existencia de prácticas de gestión del conocimiento en una entidad pública del sector transporte en Colombia. Esta forma de recolección de datos es validada en la literatura científica de tópicos afines a los constructos medidos en trabajos como Garzon y Fisher (2010).

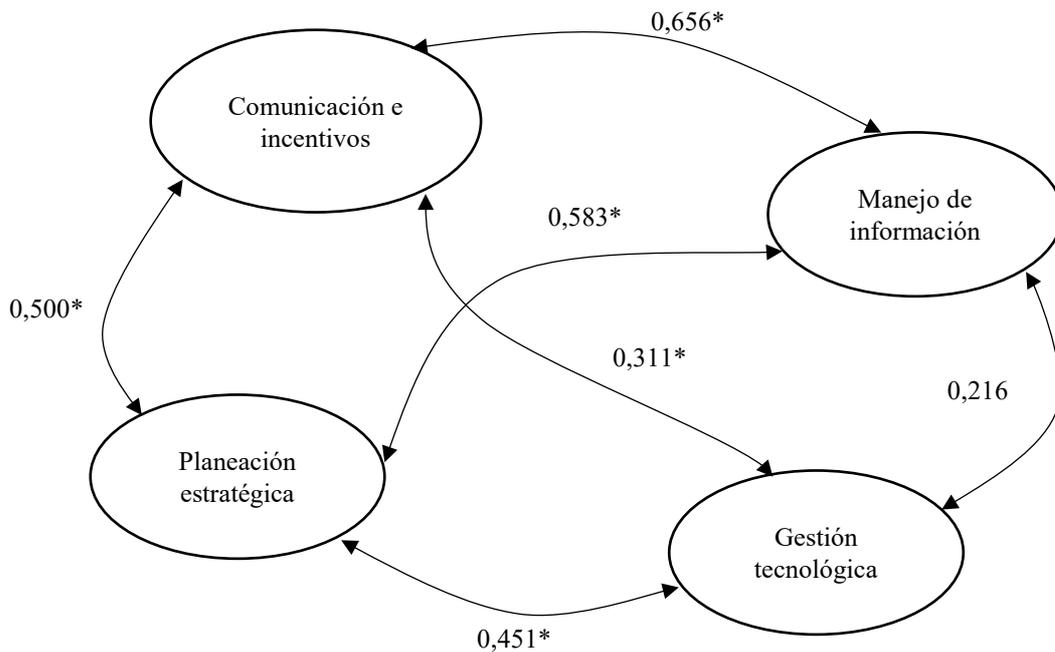
El instrumento diseñado para la recolección de la información fue sometido a un proceso de validez de constructo de forma estadística por medio de un análisis factorial exploratorio con estimación por componentes principales y rotación varimax, donde la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) fue de 0,658 que es un valor bueno (Diaz & Morales, 2012) y la prueba de esfericidad de Bartlett resultó estadísticamente significativa, porque el p -valor = 0,000, es decir, se puede afirmar que las variables del instrumento están relacionadas entre ellas. Luego, en referencia a la consistencia interna se calculó el estadístico alfa de Cronbach aplicado a los datos obtenidos arrojando como resultado 0,96, que es un valor sobresaliente. Para el procesamiento de los datos de la encuesta se utilizó como apoyo dos herramientas computacionales: SPSS versión 24 (paquete estadístico para ciencias sociales, por sus siglas en inglés) de IBM, en el análisis estadístico exploratorio e inferencial y los paquetes `psych` y `lavaan` de R versión 3.6.3, en el modelo de ecuaciones estructurales.

3. Resultados.

3.1. Análisis correlacional de 4 factores.

En la Figura 1 se muestran los coeficientes de correlación de Spearman entre los factores de gestión de conocimiento de forma agregada. Para este caso, se usó el coeficiente de Spearman porque es un estadístico no paramétrico no sensible a parejas de datos con altas variabilidades que no cumplen con el supuesto de la normalidad. Este valor muestra la medida de asociación lineal de los factores, incluyendo la significancia estadística. Los factores CI, MI y PE tienen las medidas de correlación más altas entre ellos, todas son positivas (o directas), por encima de 0,5 fijándose en rangos de moderadas a fuertes (Llinás, 2018) y estadísticamente significativas. De este grupo de factores, destaca la evidente relación entre CI y MI con una correlación de 0.656 que es la mayor de todos los contrastes. El factor de GT tiene correlaciones significativas con la PE (0,451) y la CI (0,311), pero no con el MI (0,216). Estos valores se manejan en rangos muy moderados en la valoración de las relaciones.

Figura 1. Matriz de correlaciones entre los factores de gestión de conocimiento.



Fuente: Elaboración propia.

Las relaciones descritas anteriormente en la Figura 1 evidencian un desligamiento de la GT con los demás factores estudiados. Al analizar en profundidad este fenómeno se encontró que entre GT con CI y MI se tienen bajas correlaciones entre dimensiones como los “productos/servicios tienen alto nivel de desarrollo para competir en mercados internacionales” y “pasión por retos que generan innovación en la empresa”. Esta última dimensión de la GT también experimenta relaciones débiles con el factor de PE.

3.2. Modelo de ecuaciones estructurales.

El presente análisis busca establecer relaciones de causalidad de cada factor con sus variables observadas y de covariación entre factores. De igual forma, es una herramienta que sirve para validar o “confirmar” que la estructura factorial que tiene el instrumento construido desde la teoría es aplicable en un contexto de empresas públicas, en este caso. Para el presente análisis, se generaron dos modelos factoriales confirmatorios. El primer modelo consta de 4 factores y de 32 variables. Sin embargo, arrojaba una relación causal no significativa el factor de GT con sus respectivas variables y con los demás factores. Este comportamiento va en concordancia con los resultados de la sección inmediatamente anterior en la que se observan bajos valores de los coeficientes de correlación de Spearman del factor de GT con los demás factores, llegando a no tener significancia estadística con factores como MI. Seguidamente, se genera otro modelo, formado por 3 factores y 22 variables. La extracción de algunas variables se lleva a cabo tomando como referencia un método paso a paso por los cambios en las communalidades de las variables que es la variabilidad explicada del modelo factorial de cada variable observada. Entonces con base en lo anterior, se tienen las estimaciones, el error estándar, estadístico de prueba (valor Z), p-valor y el tipo de relación en donde si es \leftarrow , significa que es una causalidad y si es \leftrightarrow será una covariación como se observa en la Tabla 1.

Tabla 1. Modelo de ecuaciones estructurales.

	Estimado	Error estándar	Valor Z	p-Valor	Tipo de relación
Causalidades	0,74366	0,11133	6,68006	0,00002	ac5 ← MI
	0,90364	0,11573	7,80842	0,00000	ao9 ← MI
	0,74199	0,11236	6,60359	0,00004	ao10 ← MI
	0,87674	0,13593	6,44986	0,00011	ao12 ← MI
	0,70710	0,11392	6,20682	0,00054	ao1 ← PE
	0,67988	0,10909	6,23215	0,00046	ao2 ← PE
	0,71223	0,12827	5,55255	0,02815	ao3 ← PE
	0,80347	0,12110	6,63459	0,00003	ao4 ← PE
	0,80139	0,14460	5,54201	0,02990	ao5 ← PE
	0,75077	0,11477	6,54170	0,00006	ao7 ← PE
	0,73351	0,10830	6,77274	0,00001	ao13 ← PE
	0,86128	0,11943	7,21138	0,00000	in4 ← PE
	0,79193	0,11112	7,12646	0,00000	in5 ← PE
	0,80921	0,13294	6,08707	0,00115	ac4 ← CI
	0,82420	0,13276	6,20810	0,00054	ac7 ← CI
	0,87690	0,12693	6,90847	0,00000	ai7 ← CI
	0,71976	0,13034	5,52214	0,03349	ai9 ← CI
0,96351	0,17148	5,61880	0,01923	ai10 ← CI	
0,85659	0,13954	6,13887	0,00083	ai14 ← CI	
0,84530	0,12669	6,67208	0,00003	ai15 ← CI	
0,97825	0,12936	7,56234	0,00000	ai16 ← CI	
0,90715	0,11899	7,62374	0,00000	ai17 ← CI	
Covariaciones	0,75215	0,07423	10,13294	0,00000	PE ↔ MI
	0,77568	0,06918	11,21275	0,00000	CI ↔ MI
	0,63077	0,09213	6,84644	0,00001	CI ↔ PE

Fuente: Elaboración propia.

El modelo de la Tabla 1, es un modelo de ecuaciones estructurales con estimaciones de máxima verosimilitud ejecutado con el paquete lavaan de R. El estadístico Chi-cuadrado es 3510, con 206 grados de libertad, para un p-valor < 0,05. Esto indica que existe un rechazo de la hipótesis nula: $H_0: \Sigma = \hat{\Sigma}$, en donde se expresa que matriz de covarianzas poblacional Σ es igual a la estimada por el modelo $\hat{\Sigma}$, es decir, que estadísticamente matriz de covarianzas estimada del modelo es diferente a la poblacional. Sin embargo, las estadísticas anteriores son sensibles al tamaño de la muestra y a la normalidad multivariada de los datos (Bagozzi & Yi, 2012), por lo tanto, se debe evaluar la bondad de ajuste con otros indicadores. El índice de ajuste comparativo (CFI) que fue de 0,8323, el índice de Tucker-Lewis (ITL o NNFI) con 0,8120 y el índice de ajuste incremental de 0,8378. Con estos valores, se tiene un buen ajuste en el modelo según Bentler & Bonnet (1980) y Fabregas et al. (2018) en la que los índices anteriores son aceptables por encima de 0,8. Esta significancia va acorde con los hallazgos de trabajos como De la Hoz et al. (2018) en la que se tiene un modelo confirmatorio que involucra variables como planeación y gestión de la información con fuertes relaciones, pero en el campo de las capacidades logísticas en pequeñas empresas y Ortiz-Ospino et al. (2017) expone una estructura factorial confirmatoria en pequeñas y medianas empresas con un fuerte componente en la comunicación. Si bien son modelos en otros entornos, en aspectos como planeación estratégica y el manejo de la información con claves en el constructo medido. De igual forma, tomando como referencia las relaciones de causalidad en la Tabla 2, se puede construir la estructura gráfica con las abreviaturas correspondientes de los ítems.

Tabla 2. Relación de causalidad entre ítems y factores.

Ítem	Causalidad
Los directivos inmediatos en la empresa fomentan el trabajo en equipo (ao5)	<--- Manejo de Información
Siempre se reconoce en la empresa a las personas o equipos que proponen nuevas ideas o generan nuevo conocimiento (ao9)	
Los diferentes puestos de trabajo se encuentran relacionados entre sí con pocos niveles jerárquicos, lo que permite la rápida ejecución de las actividades (ao10)	
La empresa brinda políticas de estímulo y reconocimiento a sus funcionarios que los impulsan a buscar metas más elevadas (ao12)	
Existe total claridad en los objetivos y metas corporativas que el equipo de trabajo o área debe alcanzar (ao1)	<--- Planeación Estratégica
Los objetivos y metas de la empresa están enfocados hacia un continuo aprendizaje que generen nuevo conocimiento (ao2)	
La empresa brinda espacios, metodológicos y mecánicos en donde se analizan y cuestionan ciertas actividades a través de simulacros (ao3)	
Para prevenir situaciones futuras, el personal de la empresa analiza desde diferentes puntos de vista los problemas a los que puede verse enfrentado (ao4)	
La empresa proporciona herramientas con fines pedagógicos que puedan utilizarse para el aprendizaje organizacional (ao5)	
En la empresa se discuten abiertamente los errores y se aprende de ellos (ao7)	
El trabajo de los empleados en la empresa es variado e interesante, lo que hace que cada día el puesto de trabajo presente nuevas metas y retos (ao13)	
La empresa lleva a cabo el planteamiento de estrategias de innovación teniendo en cuenta las opiniones del personal (in4)	
Los directivos buscan alternativas novedosas para realizar el trabajo (in5)	
Los directivos propician una comunicación clara y fluida entre todos los empleados (ac4)	
Existen espacios/canales para la comunicación oportuna o solicitud de información a otros miembros de la empresa en otras áreas/departamentos diferentes al mío (ac7)	
La dirección de la empresa se preocupa por capacitar a sus funcionarios para necesidades futuras y no sólo para el trabajo del momento (ai7)	
Los directivos hacen posible que Ud. por iniciativa propia, resuelva problemas y tome decisiones en sus actividades diarias para beneficio de los integrantes de la empresa (ai9)	
Los ascensos en la empresa dependen más de los méritos de los funcionarios que de las influencias que ellos tienen (ai10)	
Se siente Ud. libre y seguro de sugerir ideas y opiniones, sin temor a que éstas sean apropiadas por otros (ai14)	
La dirección de la empresa motiva y da la seguridad de sugerir ideas y opiniones a sus colaboradores, sin temor a que éstas sean apropiadas por otro (ai15)	
La dirección de la empresa brinda información y conocimiento para realizar una tarea o solucionar un problema que hace parte del trabajo diario de sus colaboradores (ai16)	
Se motiva a los colaboradores a generar conocimiento que puede servir para mejorar productos o procesos (ai17)	

Fuente: Elaboración propia.

Teniendo en cuenta los factores y sus variables observadas en la Tabla 2, para manejo de información, se puede decir que si bien los grupos de interés asociados a la entidad pública de transporte propician un buen ambiente para la capacitación del personal, resolución de problemas, trabajo en equipo e intercambio y generación de nuevas ideas, no optimizan la percepción ante el evento de que los ascensos sean por méritos en los distintos niveles de la organización. De igual forma, en el factor de planeación estratégica, es claro que los empleados conocen los aspectos institucionales como la misión, visión, política de calidad, objetivos, metas y buena dinámica de planeación; sin embargo, en las

percepciones se está evidenciando una desarticulación con actores importantes como las universidades y centros de investigación con el fin de obtener nuevo conocimiento y actualizar el ya concebido.

Asimismo, en el factor de comunicación e incentivos, es claro que existen estímulos y reconocimientos para la generación de ideas nuevas, hay que enfatizar en observar con cuidado la media de las percepciones originada por una no conformidad que está en el 29,6%. Esto genera dos escenarios: uno, aquel de esperarse por la aleatoriedad estadística que ocurra una variabilidad en las repuestas y el otro que internamente en la organización la información no esté llegando a algunas dependencias. Este aspecto es posible que sea análogo en el factor de gestión tecnológica donde hay un 38% de no conformidad en relación con la percepción del carácter innovador de los servicios que se ofrecen en la institución; aquí se puede observar la incertidumbre asociada a la claridad del concepto de innovación que tiene el empleado.

4. Discusión.

En trabajos como Fernandez y Ponjuán (2008) se establece que la gestión de la información, documental y del conocimiento son complementarias para el éxito organizacional, porque garantizan el flujo de información de valor para una efectiva toma de decisiones. Esto se puede observar como una consecuencia de la redefinición del concepto de aprendizaje individual que proponen Castañeda y Pérez (2005) que va más allá de la intuición, con el fin de aprovechar al máximo las capacidades del ser humano y sus interacciones con el medio y que esto tenga algún impacto en la mejora de la toma de decisiones a nivel general. Zabaleta et al. (2016), obtiene que factores subyacentes de las variables medidas como el aprendizaje de equipo y la innovación motivan la creatividad del personal, generando mejores flujos de información. Sin embargo, la creatividad debe trascender e impactar a elementos como vigilancia tecnológica y competitiva (Gutiérrez et al., 2017). Seguidamente, Castillo et al. (2017) encontró mediante un estudio empírico que la articulación de las estrategias de gestión de conocimiento soporta los procesos de innovación, ya que hay fuertes correlaciones entre prácticas de gestión de conocimiento con la identificación de oportunidades de innovación. En concordancia con lo anterior, Ortiz-Ospino et al. (2017) y Pertuz y Pérez (2020) exponen que el fomento de la cultura investigativa (centrada en el individuo) y procesos eficientes de aprendizaje colectivo e individual, impactan en la gestión de conocimiento que es un determinante de la generación de valor y ventajas competitivas sostenibles. Todas las contribuciones anteriores, se basan en delimitaciones sectoriales de tipo privado, dependencias organizacionales específicas y en métodos de estudio diseñados en la recopilación de información de las direcciones de las organizaciones. Ésta es la gran diferencia metodológica con el presente estudio que está dirigido a una empresa pública y los datos se recopilaron a distintos niveles jerárquicos de la entidad.

Las empresas públicas en Colombia tienen una complejidad organizacional (Angulo, 2017) asociada al sistema administrativo, regulación laboral, entorno social, entre otras. Esto hace que los procesos de estandarización de gestión del conocimiento en la práctica tengan una dinámica distinta. Esto no es únicamente en Colombia, al observar emergentes en otros países se tienen trabajos como Amayah (2013) que encontró que la remuneración está relacionada inversamente con el intercambio de conocimiento. Handzic (2011) asevera que el liderazgo está positivamente relacionado con las actividades que generan nuevos conocimientos o transfieren los ya existentes. Seba et al. (2012) explican que estructura orgánica, el liderazgo y la confianza se identificaron con frecuencia como barreras para el intercambio de conocimientos por los individuos encuestados. Currie et al. (2008) encontraron que las consideraciones políticas inhiben las prácticas de gestión de conocimiento. Syed-Ikhsan y Rowland (2004) obtuvieron que la infraestructura de las TIC y las directrices se relacionan positivamente con el desempeño de los empleados en la transferencia de conocimientos. Todos estos estudiaron factores claves como capital social, estructura orgánica, políticas de incentivos, liderazgo, competencia por la alta dirección e inversión en gestión del conocimiento no relacionada con las TIC. En comparación con los hallazgos obtenidos en el presente trabajo se tienen que la CI, MI y PE son los factores fundamentales de la gestión del conocimiento, es decir, desde lo conceptual los factores son

similares entre empresas públicas y privadas. Aunque en empresas públicas emergen factores como la competencia por la alta dirección que varía en cada país y poco se da en el entorno privado muchas veces, por el carácter familiar de las empresas.

Otro aspecto importante es que las técnicas de análisis de datos son similares, por ende, las limitaciones son comunes en muchos casos. Por ejemplo, el método de ecuaciones estructurales que es usado en el presente trabajo y gran parte de los citados tienen algunas consideraciones en sus inferencias que hay que manejar con precaución y que en la teoría no hay una unificación de criterios. Entre éstas, se tiene el supuesto de la normalidad multivariada que no se nombra en los análisis de datos de los trabajos, pero las muestras son estadísticamente grandes, algunas probabilísticas y otras no probabilísticas intencionales. En lo que sí hay uniformidad es en que las muestras exceden las 50 unidades que son plausibles para hipótesis bilaterales, aunque se debe limitar solo a estimaciones en lugar de pasar a hacer predicciones.

5. Conclusiones.

En conclusión, se resalta el evento de que los tres ejes en los que deben fundamentarse el sistema de gestión del conocimiento (GC) en la entidad pública del sector transporte son la planeación estratégica (PE), el manejo de información (MI) y la comunicación e incentivos (CI). Esto indica que la gestión tecnológica (GT) no está ligada según las percepciones de los encuestados a los demás factores, lo que limita la GC organizacional que redundan en indicadores de gestión poco eficientes en la prestación de los servicios a los ciudadanos. Sin embargo, se constituye una oportunidad de mejora para la efectiva ejecución futura de los procesos.

En referencia a la condición relacionada con el manejo de información, es relevante para las empresas del sector público reconocer a las personas o equipos que proponen nuevas ideas o generan nuevo conocimiento. Asimismo, establecer políticas de estímulo y reconocimiento a los colaboradores, con el objeto de impulsar desempeños superiores en el desempeño de sus funciones.

Por su parte, la planeación estratégica es una condición relevante para la gestión del conocimiento en el sector público. En este ámbito, es relevante plantear estrategias de innovación de forma participativa con el personal y analizar las problemáticas de la empresa desde diferentes puntos de vista en el proceso de identificación de escenarios futuros. Adicionalmente, la alta dirección debe proporcionar herramientas que faciliten el aprendizaje organizacional.

Finalmente, la comunicación e incentivos organizacionales es una condición relevante para la gestión del conocimiento. Para tal fin, la dirección de la empresa debe proporcionar la información y conocimiento necesarios para realizar una tarea o solucionar un problema vinculado al desarrollo de las funciones de los colaboradores. Además, se deben promover ascensos en la empresa basados en los méritos de los funcionarios.

Referencias

- Acosta-Prado, J.C., Romero-Severiche, A.K., & Tafur-Mendoza, A.A. (2020a). Conditions of knowledge management, innovation capability and firm performance in Colombian NTBFs: A measurement scale. *VINE Journal of Information and Knowledge Management Systems*. <https://doi.org/10.1108/VJKMS-09-2019-0142>
- Acosta-Prado, J.C., Franco, J.F., & Tafur-Mendoza, A.A. (2020b). Relationship between conditions of knowledge management and innovation capability in new technology-based firms. *International Journal of Innovation Management*, 2150005. <https://doi.org/10.1142/S1363919621500055>

- Al Yami, M., & Ajmal, M.M. (2019). Pursuing sustainable development with knowledge management in public sector. *VINE Journal of Information and Knowledge Management Systems*, 49(4), 568-593. <https://doi.org/10.1108/VJKMS-05-2019-0068>
- Al Zoubi, M. (2020). The role of factors in enhancing the practices of knowledge management in public and private business organizations in Jordan. *Test Engineering and Management*, 83, 743-755. <https://www.scopus.com/inward/record.uri?eid=2-s2.0-85082758864&partnerID=40&md5=d570082aa269257c6f3314330aeb9cb8>
- Amayah, A.T. (2013). Determinants of knowledge sharing in a public sector organization. *Journal of Knowledge Management*, 17(3), 454-471. <https://doi.org/10.1108/JKM-11-2012-0369>
- Angulo, R. (2017). Gestión del conocimiento y aprendizaje organizacional: una visión integral. *Informes Psicológicos*, 17(1), 53-70. <http://dx.doi.org/10.18566/infpsic.v17n1a03>
- Bagozzi, R.P., & Yi, Y. (2012). Specification, evaluation, and interpretation of structural equation models. *Journal of the academy of marketing science*, 40(1), 8-34. <https://doi.org/10.1007/s11747-011-0278-x>
- Balasubramanian, S., Al-Ahbab, S., & Sreejith, S. (2019). Knowledge management processes and performance: The impact of ownership of public sector organizations. *International Journal of Public Sector Management*, 33(1), 1-21. <https://doi.org/10.1108/IJPSM-05-2019-0131>
- Bentler, P.M., & Bonett, D.G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological bulletin*, 88(3), 588-606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Bindé, J. (2005). *Hacia las sociedades del conocimiento: informe mundial de la UNESCO*. Mayenne (France): Jouve.
- Blackman, D., Kennedy, M., Burford, S., & Ferguson, S. (2013). Introduction to the special symposium on knowledge management and public administration: Good bedfellows or potential sparring partners. *International Journal of Public Administration*, 36(3), 151-154. <https://doi.org/10.1080/01900692.2012.749276>
- Castañeda, D., & Pérez, A. (2005). ¿Cómo se produce el aprendizaje individual en el aprendizaje organizacional? Una explicación más allá del proceso de intuir. *Revista Interamericana de Psicología Ocupacional*, 24, 1-15. <http://revista.cincel.com.co/index.php/RPO/article/view/59>
- Castillo, A. Velandia, Hernández, P. Archibold, W. (2017) Knowledge management and innovation in SME exporting industrial sector of Colombia. Colombia: *Revista Espacios*, 38(34). <https://www.revistaespacios.com/a17v38n34/17383424.html>
- Contreras F. & Tito P. (2013). *La gestión del conocimiento y las políticas públicas* (Primera Edición). Perú: Universidad María Auxiliadora.
- Currie, G., Waring, J., & Finn, R. (2008). The limits of knowledge management for UK public services modernization: The case of patient safety and service quality. *Public Administration*, 86(2), 363-385. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9299.2007.00705.x>
- De la Hoz, E., Orozco, E. & Martínez, D. (2018). Diseño de un modelo de factores clave de capacidad logística para las pequeñas y medianas empresas del sector de confecciones de Cartagena, Colombia. *Interciencia: Revista de ciencia y tecnología de América*, 43(3), 215- 218. <https://www.redalyc.org/jatsRepo/339/33957185011/33957185011.pdf>

- Díaz, L., & Morales, M. (2012). *Análisis estadístico de datos multivariados*. Bogotá: Universidad Nacional de Colombia.
- Echeverri, A., Lozada, N., & Arias, J.E. (2018). Incidencia de las Prácticas de Gestión del Conocimiento sobre la Creatividad Organizacional. *Información Tecnológica*, 29(1), 71-82. <https://doi.org/10.4067/s0718-07642018000100071>
- Fábregas, F.D., Ardura, I.R., & Artola, A.M. (2018). Modelos de ecuaciones estructurales en investigaciones de ciencias sociales: experiencia de uso en Facebook. *Revista de Ciencias Sociales*, 24(1), 22-40.
- Fernández, M., & Ponjuán, G. (2008). Análisis conceptual de las principales interacciones entre la gestión de información, la gestión documental y la gestión del conocimiento. *ACIMED*, 18(1) Recuperado el 21 de enero de 2020, de http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1024-94352008000700007&lng=es&tlng=es.
- Fierro, E., Martínez, M., & García, R. (2018). Can gender be a determinant of organizational performance and knowledge sharing in public sector organizations? *AD-Minister*, 32, 137-158. <https://doi.org/10.17230/ad-minister.32.6>
- Fontalvo, J., Quejada, R., & Puello, J., (2011) La Gestión del conocimiento y los procesos de mejoramiento. *Publicación Dimensión Empresarial*, 9(1) 80-87. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/3797779.pdf>
- Garzón, M., & Fischer, A. (2010). El aprendizaje organizacional, prueba piloto de instrumentos tipo Likert. *Fórum Empresarial*, 15(1), 65-101. <https://doi.org/10.33801/fe.v15i1.3417>.
- Gutiérrez, A., Miranda, Y., Ortiz, L., Castañeda, J., Reyes, D., & Key, J. (2017). Innovación empresarial: análisis de cinco empresas farmacéuticas de Barranquilla-Colombia. *Revista Espacios*, 38(54), 16-30. <https://www.revistaespacios.com/a17v38n54/a17v38n54p16.pdf>
- Handzic, M. (2011). Integrated socio-technical knowledge management model: An empirical evaluation. *Journal of Knowledge Management*, 15(2), 198-211. <https://doi.org/10.1108/13673271111119655>
- Hernández (2010). *Metodología de la Investigación* (Quinta Ed.), México: McGraw Hill Interamericana Editores S.A.
- Llinás, H. (2018). Estadística inferencial. Barranquilla: Universidad del Norte.
- Muniz, J., Hong, J., Oliveira, S., Wintersberger, D., & Popadiuk, S. (2019). Knowledge sharing in the automotive sector: a comparative study of chinese and brazilian firms. *Production*, 29, 1-21. <https://doi.org/10.1590/0103-6513.20180084>
- Nonaka, I. & Takeuchi, H. (1999). *La Organización creadora del conocimiento* (original en inglés: The knowledge - creating company, 1995). México: Oxford University Press.
- Ortiz-Ospino, L.E., Orozco-Acosta, E., Quintero-Castro, R., & Orellano-Robles, J. (2017). Modelo de gestión del conocimiento para la dinamización de la competitividad: estudio medianas empresas afiliadas a ACOPI Atlántico, Colombia. *Revista Espacios*, 38(46), 2-15. <http://hdl.handle.net/20.500.12442/1746>

- Pee, L.G., & Kankanhalli, A. (2016). Interactions among factors influencing knowledge management in public-sector organizations: A resource-based view. *Government Information Quarterly*, 33(1), 188-199. <http://dx.doi.org/10.1016/j.giq.2015.06.002>
- Pertuz, V., & Pérez, A. (2020). Innovation management practices: review and guidance for future research in SMEs. *Management Review Quarterly*, 71, 177-213. <https://doi.org/10.1007/s11301-020-00183-9>
- Razzaq, S., Shujahat, M., Hussain, S., Nawaz, F., Wang, M., Ali, M., & Tehseen, S. (2019). Knowledge management, organizational commitment and knowledge-worker performance: The neglected role of knowledge management in the public sector. *Business Process Management Journal*, 25(5), 923-947. <https://doi.org/10.1108/BPMJ-03-2018-0079>
- Sanz, S. (2005). Comunidades de práctica virtuales: acceso y uso de contenidos. RUSC. *Universities and Knowledge Society Journal*, 2, 26-35. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=78020110>
- Seba, I., Rowley, J., & Delbridge, R. (2012). Knowledge sharing in the Dubai police force. *Journal of Knowledge Management*, 16(1), 114-128. <https://doi.org/10.1108/13673271211198972>
- Syed-Ikhsan, S.O.S., & Rowland, F. (2004). Knowledge management in a public organization: A study on the relationship between organizational elements and the performance of knowledge transfer. *Journal of Knowledge Management*, 8(2), 95-111. <https://doi.org/10.1108/13673270410529145>
- Tan, C.N.L., & Ramayah, T. (2018). Exploring the individual, social and organizational predictors of knowledge-sharing behaviours among communities of practice of SMEs in Malaysia. *Journal of Systems and Information Technology*, 20(3), 375-399. <https://doi.org/10.1108/JSIT-09-2017-0071>
- Valdés, L. (2004). *Innovación: el arte de inventar el futuro*. Bogotá: Editorial Norma.
- Valle, A., Puerta, A., & Nuñez, R. (2015). *Curso de consultoría TIC*. Gestión, Software ERP y CRM. IT Campus Academy.
- Vyas, A., Bhalla, P., & Najneen, A. (2020). Competitive analysis of interaction between organizational culture and knowledge management in indian higher education institutions: Public and private sector. *International Journal of Advanced Science and Technology*, 29(5), 5313-5322. <https://www.scopus.com/inward/record.uri?eid=2-s2.0-85084668069&partnerID=40&md5=7de85b0a893aec443ce175cb9d41c5bf>
- Yap, J.B., & Toh, H. (2020). Investigating the principal factors impacting knowledge management implementation in construction organisations. *Journal of Engineering, Design and Technology*, 18(1), 55-69. <https://doi.org/10.1108/JEDT-03-2019-0069>
- Zabaleta, M.I., Brito, L.E., & Garzón, M.A. (2016). Modelo de gestión del conocimiento en el área de TIC para una universidad del caribe colombiano. *Revista Lasallista de investigación*, 13(2), 136-150. <https://doi.org/10.22507/rli.v13n2a13>



La relación entre el desarrollo de los municipios y la puntuación en Matemáticas: un caso aplicado para Colombia

MORA RODRÍGUEZ, JHON JAMES
Universidad Icesi (Colombia)
Correo electrónico: jjmora@icesi.edu.co

ESTRADA NATES, DANIELA
Universidad Icesi (Colombia)
Correo electrónico: destrada@icesi.edu.co

RESUMEN

Este artículo analiza el efecto del municipio sobre el resultado académico del estudiante de la prueba Estatal Colombiana Saber 11. A partir de modelos lineales jerárquicos con regresión cuantílica nuestros resultados sugieren que el entorno de desarrollo tiene un efecto significativo sobre la puntuación en matemáticas para los estudiantes en los cuartiles analizados. De esta forma, los hacedores de política pública deberán tener en cuenta las condiciones del lugar donde viven los estudiantes a la hora de formular políticas educativas encaminadas a mejorar la calidad educativa, ya que esto puede incidir sobre la desigualdad y las oportunidades para acceder a la educación superior.

Palabras clave: pruebas Saber 11, regresiones multinivel cuantílicas, desempeño en matemáticas.

Clasificación JEL: A22; C31.

MSC2010: 9711; 9108.

The relationship between the municipality development and mathematic score: the Colombian case

ABSTRACT

This article analyzes the effect of the municipality on the academic result of the Colombian State test student “Saber 11”. From linear hierarchical models with quantile regression, our results suggest that the type of municipality has a significant effect on students' academic achievement in mathematics for the quartiles studied. In this way, public policy makers must take into account the conditions of the place where students live when formulating educational policies aimed at improving educational quality, since this may affect inequality and opportunities to access higher education.

Keywords: Saber 11 test, Multilevel quantile regressions, Mathematic score.

JEL classification: A22; C31.

MSC2010: 9711; 9108.



1. Introducción.

La brecha en el desarrollo de los municipios contribuye a una inequidad en la distribución de las dotaciones educativas (número de colegios y número de maestros) a nivel regional (Bonet, 2005) y la concentración regional de maestros con altos niveles de calificación (Galvis & Bonilla, 2012). Es por esta razón, que es importante analizar cómo el grado de desarrollo de un municipio puede afectar sus resultados académicos. Además, como consecuencia de bajos resultados académicos el individuo podría enfrentar restricciones en mercados como el laboral. Por ejemplo, Hanushek (2013) ha encontrado que aquellos que tienen bajo rendimiento académico, tienen más dificultades para participar en el mercado laboral y una mayor probabilidad de tener dificultades para beneficiarse de nuevas oportunidades educativas formales porque carecen de las habilidades para entender problemas complejos, utilizar fórmulas matemáticas y aplicar esos conocimientos en su vida diaria. Cabe observar que la calidad de la educación tiene efectos a nivel microeconómico y macroeconómico, ya que impacta la probabilidad de ingresar a la educación superior (Jiménez et al., 1991), es uno de los determinantes de los ingresos y su distribución (Hanushek & Woessmann, 2008); además que tiene una correlación significativa con el crecimiento económico y la disminución de la pobreza (Delgado et al., 2014; Hanushek y Woessmann, 2008; Cooray, 2009; Van der Berg, 2008). La calidad de la educación es un concepto amplio; por ejemplo, Rodríguez (1994) propone cuatro categorías para interpretar la calidad: cobertura, gestión pedagógica, resultados y gestión administrativa.

Ahora bien, con el fin de analizar cómo los resultados académicos están relacionados con el nivel de desarrollo económico, utilizamos los resultados de las pruebas Saber 11 en el componente de matemáticas. Esta selección se realizó debido a que la mayoría de los estudiantes próximos a graduarse de secundaria presentan bajos niveles de rendimiento en esta competencia. Además, los resultados en matemáticas de las pruebas del Programa Internacional para la Evaluación de los Estudiantes (o prueba PISA, por sus siglas en inglés) ubicaron a Colombia en el puesto 62 entre 65 países y tres de cada cuatro estudiantes que la tomaron fueron calificados en la categoría de bajo rendimiento (OECD, 2014). Por otro lado, el Departamento de Educación y Empleo de Londres (Department for Education and Employment, 1999) encuentra que una buena competencia en matemáticas tiene un efecto positivo en la productividad promedio de la fuerza laboral y que ésta explica una proporción significativa de las diferencias en el desempeño económico que hay entre los países.

La principal contribución de este artículo consiste en analizar cómo los resultados del componente de matemáticas de la prueba Saber 11 para el año 2014 se ven influenciados por el entorno de desarrollo y la tipología municipal propuestas por el Departamento Nacional de Planeación (DNP), a través de la implementación de un modelo lineal jerárquico por cuartiles. De esta forma, buscamos analizar si el entorno de desarrollo municipal se encuentra relacionado con los resultados en matemáticas (Saber 11) para los cuartiles 0,25, 0,5 y 0,75 cuando se controla por las características individuales y familiares del estudiante y del colegio. El análisis, sobre todo entre los cuartiles 0,25 y 0,75 nos permitirá comparar aquellos estudiantes con resultados bajos versus aquellos estudiantes con resultados altos. De esta forma, en este artículo se evalúa si las tipologías municipales (que conforma los entornos de desarrollo) ayudan a explicar las variaciones en la puntuación en matemáticas para cada uno de los cuartiles analizados. Por último, y no menos importante, nosotros comparamos los resultados obtenidos utilizando una regresión cuantílica y un modelo jerárquico lineal, de manera independiente. La principal razón por la que incluimos el modelo lineal jerárquico por cuantiles consiste en que el colegio explica el 64% de la variación en los resultados de la puntuación en matemáticas de los estudiantes que se encuentran en la cola inferior de la distribución y que esta variación se incrementa a lo largo de la distribución de las puntuaciones en matemáticas.

Este artículo contiene además de la introducción, cinco secciones adicionales. En la siguiente se describen los factores que pueden afectar el desempeño en matemáticas y la evidencia empírica a nivel internacional y nacional que se ha encontrado al respecto. En la tercera sección se explica la aproximación empírica. Posteriormente, se caracterizan los datos empleados y se presentan las estadísticas descriptivas. En la quinta sección se encuentran los resultados de estimar el modelo

jerárquico lineal por cuartiles y su respectivo análisis. En la última sección se presentan las conclusiones.

2. Revisión de la literatura.

A continuación, se presentan los diferentes modelos que se pueden emplear para responder la pregunta planteada, así como ejemplos de los hallazgos que se han encontrado en el ámbito internacional y nacional sobre los factores que pueden afectar el rendimiento en matemáticas de los estudiantes.

Hoerandner y Lemke (2006), Hanushek (1986) y Hanushek, Machin y Woessmann (2016) utilizan funciones de producción de educación para indagar qué factores están relacionados con los rendimientos en las pruebas estandarizadas. Los resultados pueden variar dependiendo del contexto que se analice, de la riqueza de la base de datos empleada para caracterizar a los colegios e individuos y si el estudio se enfoca en los resultados del estudiante promedio o en la distribución de puntuaciones obtenidas por los estudiantes.

En relación a los resultados individuales, algunos estudios han encontrado que los hombres tienden a obtener mejores resultados que las mujeres (Demir et al., 2010). Haile y Nguyen (2008) concluyen que los individuos afroamericanos e hispanos tienen menores rendimientos en matemáticas, ciencias y lectura que los individuos blancos, aplicando una regresión cuantílica a los datos del Estudio Longitudinal Nacional de Educación del 2000.

Con respecto a los resultados familiares, Bassett et al. (2002) encuentra que los estudiantes de las familias más pobres tienen un peor desempeño en la prueba universitaria americana que aquellos que provienen de una familia acaudalada. Chiu y Xihua (2008) encuentra algo similar para 41 países, pero empleando un índice creado a partir de los años de educación de la madre y el padre y el estatus laboral más importante entre los dos. De igual forma, hay estudios que controlan por el nivel educativo de los padres (Bassett et al., 2002; Haile & Nguyen, 2008), ocupación de los padres (Haile & Nguyen, 2008), número de hermanos (Chiu & Xihua, 2008), entre otras.

Con respecto al colegio, Bassett et al. (2002) encontró que el porcentaje de maestros con maestría y la razón profesor estudiante son significativas y tienen una relación positiva con las puntuaciones en la prueba ACT lo largo de la distribución. Eide y Showalter (1998) no encuentran que estas variables sean significativas empleando la base de datos nacional y longitudinal HS&B (High School y Beyond). Hanushek (2002) investiga la relación entre el tamaño de las clases y las variables de rendimiento de los estudiantes. Los resultados son mixtos. De los 277 estudios que revisa, informa que el 14% muestran que la relación entre el tamaño de la clase y el rendimiento de los estudiantes es significativo y positivo, mientras que el 14% muestran que la relación es significativa, pero negativa, y el 72% de los estudios encuentra una relación insignificante.

Lubienski y Lubienski (2006) al analizar los resultados de matemáticas de la Evaluación Nacional del Progreso Educativo encuentran que, si no se controla por las características personales y familiares de los individuos, los estudiantes que asisten a colegios privados obtienen en promedio puntuaciones mayores que aquellos que asisten a colegios públicos. Sin embargo, una vez se controla por esas características el efecto desaparece. Jiménez et al. (1991) hallan para Colombia, República Dominicana, Filipinas, Tanzania y Tailandia que incluso si se controla por el ingreso del jefe del hogar, el nivel educativo de los padres y la ocupación de éstos, los estudiantes que asisten a colegios privados obtienen un mejor desempeño que los que asisten a colegios públicos.

Lavy (2015) utilizando los datos de PISA para 2006 (50 países) encuentra evidencia de que el tiempo de instrucción está positiva y significativamente relacionada con las calificaciones de los exámenes, tanto en los países desarrollados como los países en desarrollo. Rivkin y Schiman (2015)

realizan un estudio similar empleando los resultados de la prueba PISA 2009 (72 países) y encuentran que cuanto mayor sea la duración de la jornada escolar mejor es el rendimiento de los estudiantes.

Con respecto al lugar de residencia, se encuentran los trabajos de Chiu y Xihua (2008) y Fryer y Levitt (2010). El primero incluye el PIB per cápita, el índice de Gini y el grado en que la cultura es individualista para caracterizar a 41 países. Los resultados evidencian que los valores culturales no implican el desempeño en matemáticas; sin embargo, los países más inequitativos en términos de ingresos obtienen puntuaciones menores, de igual forma que aquellos que son más pobres. Por su parte, el segundo artículo incluye un índice de inequidad por género y encuentra que las brechas son casi nulas en países con grandes grados de inequidad por género.

Los análisis realizados para Colombia muestran que el género y la edad son las variables más utilizadas dentro del grupo de factores personales. Estas variables tienden a presentar el mismo signo, el cual indica que los hombres en promedio obtienen puntuaciones en matemáticas superiores a las mujeres, y que cuanto mayor es la edad del estudiante menor es su puntuación (Tabla 1).

Tabla 1. Factores personales y familiares asociados a la puntuación en matemáticas.

Autor	Datos	Modelo	Factores			
			Hombre	Edad	Condiciones económicas	Nivel educativo padres
Piñeros & Rodríguez (1998)	Saber 11 - 1997 II	Multinivel	(+)	N.I	NSE: +	N.I
Correa (2004)	Puntuación total: Saber 11 2001-I. Cali	Multinivel	(+)	(-)	Ingresos familiares: +	Padre con el mayor nivel educativo (+)
Barrientos & Ríos (2007)	Saber 11 - 1999-2004-2006	Estudiante	(+)	(-)	Estrato: (+/-)	N.I
Bonilla (2011)	Puntuación total: Saber 11 - 2009	Estudiante	(+)	(-)	Ingresos familiares: +	Madre (+)
Barón (2012)	Saber 11 2009: Barranquilla	Estudiante	NA	N.I	Ingresos familiares: +	Ambos padres (+) para mujeres y mixto para hombres
	Saber 11 2009: Bogotá	Estudiante	NA	N.I	Ingresos familiares: +	Ambos padres (+) para mujeres y hombres
Montes, Garcés, Chica & Jaramillo (2014)	Saber 11 - 2010	Multinivel	(+)	(-)	NSE: +	N.I

Nota: N.I: Variable no se incluyó y NA: no aplica. Sólo se incluyeron los años de la base de datos de Saber 11 utilizada y la variable dependiente en caso de que no sea la puntuación en matemáticas y aquellas variables que fueron significativas al menos al 95 % de confianza.

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las condiciones socioeconómicas del hogar se encuentra que cuanto mejores sean éstas, independientemente de cómo se midan, mayor será el efecto positivo sobre la puntuación en matemáticas.

Otra variable que se incluye bajo este grupo de factores es el nivel educativo de los padres (de la madre, el padre o ambos). En términos generales aquellos estudiantes cuyos padres han alcanzado un mayor nivel educativo obtienen en promedio mejores puntuaciones.

Con respecto al colegio, las variables más utilizadas son la naturaleza jurídica de la institución (si es oficial o no) y la jornada escolar como se puede observar en la Tabla 2. La naturaleza jurídica de la institución se refiere a si el colegio es financiado con recursos públicos (colegios oficiales también conocidos como colegios públicos) o con recursos privados (colegios no oficiales). Estos dos tipos de colegios se tienden a diferenciar en términos de infraestructura (mejor colegios privados), proporción de jornada completa vs jornada de la mañana o de la tarde (mayor proporción de jornada completa para colegios privados), de elementos administrativos, o del contexto de los estudiantes (Duarte, Bos & Moreno, 2012; Gómez, 2016). Para un mejor entendimiento de la naturaleza de los colegios se sugiere revisar el libro “Revisión de políticas nacionales de educación: La educación en Colombia”, elaborado por la OCDE en conjunto con el Ministerio de Educación Nacional se explican las características de los colegios oficiales en Colombia y cómo se diferencian de los colegios privados, así como el tipo de establecimiento educativo entre las categorías de municipios.

Además, otra diferencia resulta en que los padres no pueden seleccionar directamente el colegio público al que sus hijos van a asistir. Cuando hacen la inscripción por primera vez o necesitan hacer un cambio porque se mudaron, deben completar una solicitud ante el Secretario de Educación del municipio. En esta aplicación, los padres pueden expresar su preferencia por algunas escuelas, pero eso no significa que el colegio al que asigne al estudiante corresponda a las preferencias de los padres, porque decisión depende de la demanda y la oferta espacios escolares para cada grado (Hincapié, 2016).

Tabla 2. Factores del colegio asociados a la puntuación en matemáticas.

Autor	Datos	Modelo	Factores del colegio	
			Oficial	Jornada escolar
Piñeros & Rodríguez (1998)	Saber 11 - 1997 II	Multinivel	N.I.	Mañana (+) Tarde (+) Completa (+)
Correa (2004)	Puntuación total: Saber 11 2001-I. Cali	Multinivel	(+)	Mañana (+) Tarde (-) Noche (-)
Barrientos & Ríos (2007)	Saber 11 1999- 2004-2006	Estudiante/Cuartil	N.I.	Tarde (+) : 0,25, 0,5 y 0,75
Bonilla (2011)	Puntuación total / Saber 11 - 2009	Estudiante	(+)	Completa (+)
Barón (2012)	Saber 11 2009: Barranquilla y Bogotá	Estudiante	N.I.	Completa o mañana (+)
Montes, Garcés, Chica & Jaramillo (2014)	Saber 11 2010	Multinivel	(-)	Mañana (+) Tarde (+) Completa (+)
Hincapié (2016)	Saber 5 y 9 - 2002, 2005, y 2009.	Estudiante	NA	Completa (+)

Nota: N.I: Variable no se incluyó y NA: no aplica * Sólo se incluyeron los años de la base de datos de Saber 11 utilizada y la variable dependiente en caso de que no sea la puntuación en matemáticas † Sólo se incluyeron aquellas variables que fueron significativas al menos al 95 % de confianza.

Fuente: Elaboración propia.

Con respecto al lugar de residencia Restrepo y Alviar (2009) buscan determinar cuál es el efecto colegio sobre la variabilidad de los resultados de Saber 11 dependiendo de la subregión del departamento de Antioquia que se analice. Bonilla (2011) incluye características de diferente índole (sociales, educativas, económicas, entre otras) de las 10 ciudades principales del país y encuentra que éstas son significativas (Tabla 3).

Tabla 3. Factores del lugar de residencia asociados a la puntuación en matemáticas.

Autor	Datos	Modelo	Municipio	Hallazgos
Restrepo & Alviar (2009)	Saber 11- 1999	Multinivel	Subregiones Antioquia	Oficial (-) Jornada mañana (-)
Bonilla (2011)	Puntuación total Saber 11 - 2009	Estudiante	10 ciudades principales	% Urbano (-) % NBI (-) % analfabetismo (-) % homicidios (-) Desempeño fiscal (+)
Martínez & Turriago (2015)	Puntuación total: Saber 11 - 2005-2012, semestre II	NA	Todos	NBI (-) % Alumnos del sector privado (+) % Profesores con educación superior (+)

Nota: N.I: Variable no se incluyó y NA: no aplica * Sólo se incluyeron los años de la base de datos de Saber 11 utilizada y la variable dependiente en caso de que no sea la puntuación en matemáticas † Sólo se incluyeron aquellas variables que fueron significativas al menos al 95 % de confianza.

Fuente: Elaboración propia.

Lo mismo sucede con Martínez y Turriago (2015), quienes realizan un análisis gráfico y estadístico (empleando el coeficiente de correlación y el coeficiente de determinación) y evidencian que menores índices de necesidades básicas insatisfechas y un mayor nivel de preparación de los docentes se asocian directamente con la puntuación total de los estudiantes en las pruebas.

3. Aproximación empírica.

Las aproximaciones empíricas utilizadas para analizar el efecto que tienen diferentes factores en el desempeño escolar son: regresiones cuantílicas (QR por sus siglas en inglés) y regresiones de modelos lineales jerárquicos. Sin embargo, la regresión cuantílica no permite analizar datos cuya naturaleza es jerárquica, como en el caso educativo, donde los estudiantes se agrupan en salones y estos a su vez en colegios. Tzavidis y Brown (2010), Geraci y Bottai (2007) y Smith et al. (2015) combinan las propiedades de las regresiones cuantílicas y los modelos lineales jerárquicos para solventar esta limitación de la regresión cuantílica. En este artículo, utilizaremos el método de regresión por cuantiles para modelos lineales jerárquicos (LQMM) de Geraci y Bottai (2014) que permite estimar el cuantil condicional de la variable dependiente en función de efectos fijos y aleatorios. Lo anterior implica:

1. Estimar el modelo vacío o de efectos fijos (Ecuación 1) y calcular el coeficiente de correlación intraclase (Ecuación 2).

$$y_{ij} = 1 * \theta^\tau + 1 * u_j + \varepsilon_{ij}^\tau \quad (1)$$

$$ICC = \rho^\tau = \frac{\Psi_{u_\tau}^2}{\Psi_{u_\tau}^2 + \Psi_{\varepsilon_\tau}^2} \quad (2)$$

donde $\Psi_{\varepsilon_\tau}^2$ representa la varianza al interior del colegio (entre los alumnos que se encuentran en el cuantil τ), y $\Psi_{u_\tau}^2$ representa la varianza entre colegios en el cuantil τ . Luego $\Psi_{u_\tau}^2 + \Psi_{\varepsilon_\tau}^2$ indica la varianza total.

2. Estimar el modelo incluyendo la variable independiente del entorno de desarrollo:

$$y_{ij} = x_{ij}^T \theta^\tau + z_{ij}^T u_j + \varepsilon_{ij}^\tau \quad (3)$$

donde:

- τ : son los percentiles 0,25, 0,5 y 0,75
 - y_{ij} : es la puntuación en matemáticas del estudiante i que asiste al colegio j
 - $x_{ij}^T = (1, \text{munintermedia}_{ij}, \text{munincipiente}_{ij}, \text{edad}_{ij}, \text{mujer}_{ij}, \text{msecundaria}_{ij}, \text{mterciaria}_{ij}, \text{oficial}_{ij}, \text{jmanana}_{ij}, \text{jtarde}_{ij})$
 - $\theta^\tau = (\theta_0^\tau, \theta_1^\tau, \theta_2^\tau, \theta_3^\tau, \theta_4^\tau, \theta_5^\tau, \theta_6^\tau, \theta_7^\tau, \theta_8^\tau, \theta_9^\tau)^T$
 - z_{ij} : 1
 - u_j : son los efectos aleatorios en el intercepto $u \perp \varepsilon_{ij}$ y $u \sim N(0, \Psi^\tau)$ por lo tanto las estimaciones se calcularán mediante integración numérica utilizando el método de cuadratura Gauss- Hermite (Geraci & Bottai, 2014).
 - ε : término de error $\varepsilon \sim \text{Al}(0, \sigma, \tau)$.
3. Estimar el modelo incluyendo la variable independiente de las tipologías municipales que conforman los entornos de desarrollo:

$$y_{ij} = x_{ij}^T \delta^\tau + z_{ij}^T u_j + \varepsilon_{ij}^\tau \quad (4)$$

donde:

- $x_{ij}^T = (1, B_{ij}, C_{ij}, D_{ij}, E_{ij}, F_{ij}, G_{ij}, \text{mujer}_{ij}, \text{msecundaria}_{ij}, \text{mterciaria}_{ij}, \text{edad}_{ij}, \text{oficial}_{ij}, \text{jmanana}_{ij}, \text{jtarde}_{ij})$
 - $\delta^\tau = (\delta_0^\tau, \delta_1^\tau, \delta_2^\tau, \delta_3^\tau, \delta_4^\tau, \delta_5^\tau, \delta_6^\tau, \delta_6^\tau, \delta_7^\tau, \delta_8^\tau, \delta_9^\tau, \delta_{10}^\tau, \delta_{11}^\tau, \delta_{12}^\tau, \delta_{13}^\tau)^T$
4. Estimar el modelo de la ecuación 4 empleando una regresión cuantílica y un modelo lineal jerárquico.

Los errores estándar para determinar la significancia individual de los coeficientes estimados se obtienen por el método de bootstrapping (se emplean 500 repeticiones).

4. Los datos.

Por un lado, las tipologías y clasificaciones del entorno de desarrollo municipal provienen de la propuesta elaborada por el DNP (Bogotá D.C. no se incluyó en la Tipología Municipal sino en la Tipología Departamental, por lo que de ésta se extrajo la información correspondiente). Esta tipología se desarrolló para facilitar el diseño de políticas públicas, de tal forma que se pueda responder de manera asertiva e integral a las necesidades de las diferentes entidades territoriales. La metodología empleada para construir las tipologías se basó en el análisis de componentes principales (Aguilar et al., 2015). De lo anterior resultaron tres entornos de desarrollo: i) Entorno de Desarrollo Robusto que corresponde a los municipios pertenecientes a la tipología municipal A y B; ii) Entorno de Desarrollo Intermedio corresponde a los municipios que pertenecen a la tipología C, D y E; iii) Entorno Incipiente, son los municipios pertenecientes a la tipología F y G.

Como se observa en la Tabla 4, si bien la tipología A agrupa la menor cantidad de municipios del país (0,5%), contiene casi un tercio de los habitantes del país para el 2014. Las otras tipologías contienen un menor número de habitantes, siendo la tipología G la que contiene la menor cantidad (3.6% del total de habitantes). Por otro lado, entre todas las tipologías, es la E la que agrupa la mayor cantidad de municipios, seguida de la D, F y C.

Tabla 4. Número de municipios y habitantes por Tipología municipal.

Entorno de desarrollo	Tipología	Número de municipios	Participación (%)	Población	% Población	Ejemplo
Robusto	A	6	0,5%	15.293.275	32,17%	Cali
	B	63	5,7%	9.179.477	19,31%	Manizales
	C	158	14,4%	7.250.124	15,25%	Tunja
Intermedio	D	261	23,7%	5.812.304	12,23%	Florencia
	E	293	26,6%	5.126.952	10,79%	El Cocuy
Incipiente	F	209	19,0%	3.173.444	6,68%	Moñitos
	G	111	10,1%	1.700.315	3,58%	Currillo
Total general		1.101	100%	47.535.891	100%	

Fuente: Adaptado de Carmona, Supelano & Osejo (2015).

Las tipologías dan información sobre las características propias de cada municipio, con relación a seis dimensiones: la urbano regional, las condiciones sociales, las condiciones económicas, las condiciones ambientales, las condiciones institucionales y de seguridad.

Con respecto a los datos de las puntuaciones en matemáticas y, las características de los estudiantes, sus familias y los colegios a los que asisten, provienen de la prueba Saber 11 2014-2, que es aplicada por el Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación (ICFES) a todos los estudiantes que se deseen graduar del bachillerato. De acuerdo con el ICFES (2014) la prueba Saber 11 evalúa 5 competencias: matemáticas, lectura crítica, sociales y competencias ciudadanas, ciencias naturales e inglés. Las puntuaciones de estos componentes se miden en una escala de 0 a 100, con media 50 y desviación estándar 10.

Se seleccionó el segundo semestre de 2014 por dos razones. En primer lugar, el indicador de tipología municipal está construido sólo para el 2014. En segundo lugar, en ese semestre se introdujeron cambios a la forma y estructura de la prueba por lo que los resultados del primer semestre no son

estrictamente comparables con los del segundo semestre (Ministerio de Educación Nacional, 2014). La base de datos de 2014 se caracteriza en términos generales por incluir:

- Estudiantes que tienen entre 14 y 28 años.
- Estudiantes que asisten a colegios públicos y privados, en jornada diurna (mañana, tarde, y completa).
- Viven en cualquier municipio de Colombia excepto en San Yrés Islas, Belén de Bajira, El Encanto, La Chorrera, La Pedrera, La Victoria, Mirití - Parana, Puerto Santyer, Tarapaca, Barranco Minas, Maripipana. Lo anterior es debido a que para estos municipios no existe una tipología definida por el DNP.
- Pertenecen a alguna institución educativa.
- Toman la prueba por primera vez.
- Libres, es decir, no están en centros penitenciarios.
- Reportaron información para todas las variables de interés.
- Pertenecen a instituciones educativas que presentaron como mínimo 10 estudiantes.

De acuerdo con lo anterior, se obtuvieron 410.608 observaciones de 533.133; es decir el 77,0% de las observaciones originales. La Tabla 5 muestra las estadísticas descriptivas de todas las variables usadas en la estimación a nivel nacional y por entorno de desarrollo.

Tabla 5. Estadísticas descriptivas a nivel nacional y por entorno de desarrollo.

Variable	Entorno de desarrollo			
	Nacional	Incipiente	Intermedio	Robusto
Nº. de estudiantes	410.709	35.111	150.928	224.670
Personales				
Promedio puntuación Matemáticas	50,88	46,58	49,32	52,60
Desviación Estándar puntuación Matemáticas	9,68	8,29	9,04	9,90
Primer cuartil puntuación Matemáticas	45	41	44	46
Segundo cuartil puntuación Matemáticas	50	46	49	52
Tercer cuartil puntuación Matemáticas	56	52	55	58
Mujer (%)	54,89	53,30	55,61	54,65
Edad (promedio años)	16,82	17,14	16,87	16,74
Familiares (%)				
Nivel educativo madre: ninguno o primaria	33,21	58,14	43,11	22,67
Nivel educativo madre: secundaria	45,18	33,34	41,45	49,53
Nivel educativo madre: terciaria	21,61	8,52	15,44	27,80
Colegio (%)				
Oficial	77,47	97,82	90,51	65,54
Jornada Mañana	59,63	77,23	64,86	53,37
Jornada Tarde	18,36	8,40	14,45	22,55
Jornada Completa	21,98	14,36	20,64	24,07

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las características personales, se puede observar que la puntuación promedio en matemáticas de los estudiantes que viven en los entornos de desarrollo incipiente e intermedio está por debajo de la puntuación promedio nacional; mientras que, el promedio en el entorno robusto está por encima. Este comportamiento se mantiene si se comparan las puntuaciones en matemáticas obtenidos por cuartil, tanto por entornos de desarrollo como en el ámbito nacional.

De igual forma hay diferencias al interior de los entornos. Por ejemplo, se observa que la diferencia entre la cola inferior (primer cuartil) y la cola superior (tercer cuartil) de la distribución de la puntuación aumenta ligeramente por entorno de desarrollo: 9 puntos para entorno de desarrollo incipiente; 11 puntos para entorno de desarrollo intermedio; y 12 para entorno de desarrollo robusto.

Por otra parte, el porcentaje de mujeres es relativamente similar y superior al 50% para todos los casos. La edad promedio del estudiante es de 16,82 años a nivel nacional, para el municipio incipiente e intermedio es ligeramente mayor y para los estudiantes de municipios robustos es menor.

En cuanto a las características familiares, en el ámbito nacional el 45,18% de los estudiantes reportaron que el máximo nivel educativo alcanzado por su madre había sido secundaria (incompleta o completa); en este mismo nivel educativo se concentra la mayoría de respuestas de los estudiantes que viven en un entorno de desarrollo robusto. Por el contrario, tanto en el entorno incipiente como en el intermedio el mayor porcentaje de las respuestas se concentró en ninguno o primaria (incompleta o completa).

Finalmente, más del 90% de los estudiantes que viven en un entorno de municipio incipiente o intermedio asisten a colegios oficiales, mientras que en los municipios robustos ese porcentaje es del 65,5%. En los tres entornos, más del 50% de los estudiantes asiste a la jornada de la mañana, seguido de jornada completa y, por último, la jornada de la tarde.

5. Resultados.

En esta sección se presentan los resultados de la aplicación de la aproximación empírica a nivel de entorno de desarrollo. Los resultados iniciales indican que el colegio explica el 64% de la variación en los resultados de la puntuación en matemáticas de los estudiantes que se encuentran en la cola inferior de la distribución. Este porcentaje aumenta en 12 puntos porcentuales si el estudiante se encuentra en la mediana de la distribución y en 4 puntos porcentuales para el estudiante del tercer cuartil con respecto al primer cuartil. Lo anterior apoya la hipótesis de que es adecuado emplear modelos lineales jerárquicos.

Tabla 6. Coeficiente de correlación interclase del modelo vacío.

Cuartil	CCI (%)
0,25	64
0,50	76
0,75	68

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 7 muestra los resultados de la estimación del modelo jerárquico lineal por cuartiles (LQMM), del modelo lineal jerárquico (HML) y de la regresión cuantílica (RQ). El hecho de que los factores del colegio expliquen un alto porcentaje de las variaciones en las puntuaciones en matemáticas indica que hay algunos colegios que alcanzan unos altos niveles de desempeño, mientras que otros alcanzan desempeños muy bajos. Lo que podría estar indicando que en términos de equidad en el área educativa todavía hay un largo camino que recorrer (Foy, 2004). Estos resultados son acordes con los

estudios que revelan que la asignación de recursos físicos y humanos en el área educativa no están distribuidos equitativamente entre las entidades territoriales (Bonet, 2005; Bonilla, 2011).

Tabla 7. Estimación modelo jerárquico lineal, modelo jerárquico lineal por cuantiles y regresión cuantílica por entornos de desarrollo.

Variable/Método	HML	LQMM			RQ		
		Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3
Efectos fijos							
Intercepto	55,27***	49,91***	55,38***	60,37***	49,68***	54,72***	60,41***
	0,11	0,66	0,53	0,34	0,43	0,07	0,19
Entorno de desarrollo Intermedio	-2,08***	-1,35***	-2,00***	-2,34***	-1,89***	-1,96***	-1,98***
	0,09	0,38	0,25	0,27	0,13	0,05	0,07
Entorno de desarrollo Incipiente	-3,39***	-3,0***	-3,25***	-4,02***	-3,47***	-3,75***	-3,86***
	0,14	0,52	0,41	0,44	0,12	0,06	0,12
Efectos fijos: controles							
Mujer	-2,83***	-2,00***	-2,74***	-3,18***	-2,00***	-2,49***	-3,00***
	0,03	0,08	0,16	0,08	0,09	0,02	0,01
Edad (centrada)	-1,59***	-1,35***	-1,50***	-1,67***	-1,50***	-1,52***	-1,86***
	0,02	0,18	0,03	0,06	0,02	0,02	0,05
Nivel educativo madre: secundaria	0,80***	0,65***	0,75***	0,83***	0,50***	1,02***	1,41***
	0,03	0,16	0,16	0,11	0,10	0,04	0,17
Nivel educativo madre: terciaria	2,87***	2,65***	2,74***	3,15***	3,50***	4,88***	6,37***
	0,04	0,23	0,16	0,15	0,15	0,06	0,16
Oficial	-1,46***	-1,97***	-1,55***	-1,78***	-3,43***	-3,47***	-3,68***
	0,07	0,31	0,23	0,14	0,22	0,09	0,14
Jornada mañana	-2,09***	-2,03***	-2,45***	-1,87***	-0,13	-0,16*	-0,22**
	0,12	0,70	0,55	0,33	0,09	0,07	0,09
Jornada tarde	-2,66***	-2,38***	-2,71***	-2,05***	-0,63***	-0,68***	-0,95***
	0,15	1,06	0,76	0,48	0,13	0,07	0,09
Efectos aleatorios							
Colegio (sd)	3,95	3,19	2,95	3,26			
CCI	20,00%	53,32%	58,63%	58,96%			

(***) significancia al 1%, (**) significancia al 5%.

Fuente: Elaboración propia.

El intercepto, es significativo y positivo para todos los cuantiles, y se puede interpretar como la puntuación en matemáticas promedio respectivo a cada cuartil que obtendría un estudiante hombre con 16,82 años en promedio, cuya madre no ha alcanzado un nivel educativo o sólo alcanzó la primaria (completa o incompleta), que vive en un entorno de desarrollo robusto, asiste a un colegio no oficial en la jornada de completa. De esta forma, un estudiante con estas características obtendría una puntuación de 55,27 puntos en los resultados de matemáticas siguiendo el modelo HML y un de entre 49,912 puntos y 60,37 puntos usando el modelo LQMM. Los resultados en los modelos LQMM y RQ muestran que la magnitud del coeficiente aumenta a medida que se pasa de cuartil de estudio, que es un resultado esperado ya que el último cuartil es el de aquellos estudiantes con mejores resultados en la prueba Saber

11. El intercepto del modelo HML también es significativo, pero por su misma naturaleza oculta las diferencias en el desempeño que existen a lo largo de la distribución. Se realizaron regresiones excluyendo los outliers y los resultados no son sustancialmente diferentes a los aquí reportados.

Los resultados muestran que vivir en un municipio catalogado como de un entorno de desarrollo incipiente o intermedio tiene un efecto negativo en el desempeño en matemáticas comparado con vivir en un municipio de entorno de desarrollo robusto. Lo anterior también se evidencia con la aplicación del modelo HML y RQ. Por otra parte, un estudiante el primer cuartil (0,25) que viva en un entorno de desarrollo incipiente obtiene en promedio tres puntos menos que aquel que vive en un entorno de desarrollo robusto, esa diferencia es mayor para aquellos que se encuentran en el segundo o tercer cuartil.

Aquellos individuos con más edad tienen un desempeño en matemáticas menor a sus pares más jóvenes. Las mujeres tienen un desempeño menor al de los hombres. De hecho, se puede observar que el ser mujer afecta más a los estudiantes de alto desempeño (tercer cuartil). El nivel educativo alcanzado por la madre también es positivo y estadísticamente significativo. Un estudiante cuya madre haya alcanzado un nivel terciario de educación obtiene en promedio 2,7 puntos adicionales si se compara con un estudiante cuya madre no alcanzó algún nivel educativo o sólo alcanzó la primaria.

Con respecto a las variables del colegio, se encuentra que asistir a un colegio oficial está correlacionado negativa y significativamente sólo con aquellos estudiantes que se encuentran en la cola superior. Resultados de otros estudios han encontrado, para el caso colombiano, que esto puede obedecer no solamente a unas mejores condiciones socioeconómicas de los estudiantes que asisten a estos colegios, sino también a la forma en que son administrados y a la estructura de incentivos que se maneja al interior de estos (Gaviria & Barrientos, 2001).

Los resultados también muestran que los estudiantes que asisten a la jornada de mañana o de la tarde tienen un menor desempeño que aquellos que asisten a la jornada completa. Ese efecto negativo es mayor para aquellos que asisten a la jornada de la tarde que para aquellos que asisten a la jornada de la mañana.

Finalmente, se puede observar que los coeficientes de correlación interclase para el modelo LQMM disminuyeron con respecto a los obtenidos con el modelo vacío (60%). En el caso del primer cuartil disminuyó 7 puntos, lo que es explicado por las covariables incluidas en el modelo.

Ahora bien ¿existen diferencias estadísticamente significativas entre los cuartiles de la distribución? O, mejor dicho ¿el efecto de las covariables es estadísticamente diferente a través de la distribución de las puntuaciones? Esto sin duda nos ayuda a comparar si, por ejemplo, el colegio tiene algún efecto estadísticamente significativo a lo largo de la distribución de las puntuaciones. Es decir, entre los estudiantes con mejor desempeño (75%) versus, por ejemplo, aquellos que tienen un resultado inferior (25%). Agradecemos los comentarios de uno de los evaluadores al respecto.

Con el fin de determinar si existe diferencia estadísticamente significativa entre los cuartiles de los coeficientes estimados para cada variable se utilizó el contraste propuesto por Clogg, Petkova y Haritou (1995) y Paternoster et al. (1998):

$$Z = \frac{\beta_i - \beta_j}{\sqrt{Sd_i^2 + Sd_j^2}}$$

donde β_i y β_j son los coeficientes estimados en el cuartil i y el cuartil j y Sd_i^2 y Sd_j^2 son los errores estándar del coeficiente en el cuartil i y los errores estándar del coeficiente en el cuartil. Los resultados aparecen en la Tabla 8.

Tabla 8. Contraste sobre diferencias entre cuartiles.

Variable/Modelo	Test (q1/q3)		Test (q1/q2)		Test (q2/q3)	
	RQ	LQMM	RQ	LQMM	RQ	LQMM
Efectos fijos						
Intercepto	-22,82***	-14,09***	-11,57***	-6,46**	-28,10***	-7,92***
Entorno de desarrollo Intermedio	0,61	2,13***	0,50	1,43	0,23	0,92
Entorno de desarrollo Incipiente	2,29**	1,50	2,09**	0,38	0,82	1,28
Efectos fijos: Controles						
Mujer	11,04***	10,43***	5,31***	4,17***	22,82***	2,46***
Edad (centrada)	6,69***	1,69**	0,71	0,82	6,31***	2,54***
Nivel educativo madre: secundaria	-4,61***	-0,93	-4,83***	-0,44	-2,23**	-0,41
Nivel educativo madre: terciaria	-13,09***	-1,82**	-8,54***	-0,32	-8,72***	-1,87**
Oficial	0,96	-0,56	0,17	-1,09	1,26	0,85
Jornada mañana	0,71	-0,21	0,26	0,47	0,53	-0,90
Jornada tarde	2,03**	-0,28	0,34	0,25	2,37**	-0,73

(***) significancia al 1%, (**) significancia al 5%.

Fuente: Elaboración propia.

Con respecto al entorno de desarrollo, se puede observar que existen diferencias estadísticamente significativas, dependiendo de la comparación entre cuartiles solo para el caso del entorno de desarrollo incipiente. En las regresiones por cuartiles no existe diferencia estadísticamente significativa a través de los cuartiles para la variable de desarrollo intermedio. Con respecto a las variables mujer, nivel educativo de la madre (secundaria y terciaria) y jornada de la tarde se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre los cuartiles. En el caso de la variable oficial y jornada de la mañana no se encuentra evidencia de que existan diferencias estadísticamente significativas entre los cuartiles en ambos tipos de regresión.

6. Conclusiones.

Los resultados muestran una relación estadística significativa entre el entorno de desarrollo y el desempeño en matemáticas. Es por esta razón, que los hacedores de políticas deben tener en cuenta las condiciones del lugar donde viven los estudiantes a la hora de formular políticas educativas encaminadas a mejorar la calidad educativa. Especialmente, deberían enfocarse en atender las necesidades de los municipios de entorno de desarrollo incipiente (tipología F y G) y en estudiar las prácticas pedagógicas y administrativas que se imparten en los municipios del entorno de desarrollo robusto (tipología A y B). De igual forma, la política educativa debe ser diferenciada entre los estudiantes, ya que el entorno de desarrollo y las características de los colegios no afectan en la misma magnitud a todos los estudiantes.

Las diferencias, entre la puntuación en matemáticas para los estudiantes que se encuentra en el 25% peor (primer cuartil) vs el 25% mejor (estudiantes por encima del tercer cuartil) con respecto al entorno de desarrollo incipiente son estadísticamente significativas (Tabla 8). Es decir, se acentúan las diferencias para los estudiantes en municipios con un tipo de desarrollo incipiente.

De esta forma, nuestros resultados muestran que, si no se realizan acciones, el estatus quo incentiva la reproducción de una estructura social inequitativa ya que los estudiantes de bajos recursos tienen menores oportunidades para acceder a la educación superior y, por ende, tienden a repetir la baja productividad que caracteriza a sus padres; lo contrario sucede para aquellos con mejores condiciones

socioeconómicas. El problema de tener una estructura social inequitativa que se regenera a sí misma se vuelve mayúsculo cuando se tiene en cuenta que en los 1.117 municipios restantes, donde vive el 73,3% de la población de estudiantes de educación media según las pruebas Saber 11 2014-2, el 96,2 % de los estudiantes son de bajos recursos. Cuantificar la magnitud de ese potencial obstáculo en el desarrollo de la industria moderna del país requiere de su estudio respectivo, pero estas cifras ponen de manifiesto la importancia de incluir en estos análisis a los municipios de los entornos de desarrollo intermedio e incipiente.

Finalmente, existen una serie de limitaciones en este artículo que podrían considerarse en próximas investigaciones. En primer lugar, hay variables a nivel de colegio y de la familia que no se tuvieron en cuenta por restricciones de los datos (los años de experiencia de los profesores, tamaño de la clase, salarios de los profesores o la mensualidad del colegio, el estrato socioeconómico o el ingreso de la familia). En segundo lugar, no se diferenciaron los colegios privados que prestan su servicio al sector educativo público, de los que no (Godoy, 2013). Y, en tercer lugar, aunque hemos incluido una conceptualización del entorno de desarrollo, desconocemos cuál o cuáles dimensiones tienen una asociación más fuerte con el desempeño y, por lo tanto, en qué condición o característica del lugar donde reside el estudiante se deberían focalizar la inversión pública. De igual forma, no se incluyeron componentes que determinan la calidad educativa como cobertura, gestión pedagógica y gestión administrativa, y de los resultados solo se incluye la puntuación en matemáticas, dejando por fuera los resultados del componente de lectura crítica, sociales y ciudadanas, inglés y ciencias naturales.

Referencias

- Aguilar, C.M., Osejo, I., Carmona, C., Supelano, D., Gaitán, J., & Taborda, J. C. (2015). Tipologías municipales de Colombia: herramienta para la consolidación de regiones desarrolladas. *Boletín Regional, Urbano y Ambiental*, 11, 39-69. http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/6172/1/BRU_n11e_tipologias.pdf
- Barón, J. D. (2012). Diferencias en las características de los estudiantes y la brecha de rendimiento académico entre Barranquilla y Bogotá: Una descomposición semiparamétrica. *Ensayos sobre Política Económica*, 30(68), 164-215.
- Barrientos, J.H., & Ríos, P.A. (2007). Evaluación de la gestión privada del servicio público educativo en Medellín. *Lecturas de Economía*, (66), 147-172.
- Bassett, G., Tam, M., & Knight, K. (2002). Quantile models and estimators for data analysis. *Metrika*, 55(1-2), 17-26.
- Bonet-Morón, J.A. (2005). Inequidad espacial en la dotación educativa regional en Colombia. *Ensayos Sobre Política Económica*, 51(2), 98-128.
- Bonilla, L. (2011). Diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia. *Sociedad y Economía*, 108, 43-68.
- Carmona, C., Supelano, D., & Osejo, I. (2015). Tipologías Departamentales y Municipales: Una propuesta para comprender las entidades territoriales colombianas. <https://colaboracion.dnp.gov.co/CDT/Desarrollo%20Territorial/Tip-FormatoPublicacion%20%28tipolog%C3%ADas%29.pdf>
- Chiu, M.M., & Xihua, Z. (2008). Family and motivation effects on mathematics achievement: Analyses of students in 41 countries. *Learning and Instruction*, 18(4), 321-336. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2007.06.003>

- Clogg, C.C., Petkova, E., & Haritou, A. (1995). Statistical methods for comparing regression coefficients between models. *American Journal of Sociology*, 100(5), 1261-1293.
- Cooray, A.V. (2009). The role of education in economic growth. *Proceedings of the 2009 Australian Conference of Economists*, 1-27. Adelaide, Australia: South Australian Branch of the Economic Society of Australia.
- Correa, J.J. (2004) Determinantes del rendimiento educativo de los estudiantes de secundaria en Colombia: un análisis multinivel. *Revista Sociedad y Economía*, 6, 81-115.
- Delgado, M., Henderson, D., & Parmeter, C. (2014). Does education matter for economic growth? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76(3), 334-359.
- Demir, I., Kiliç, S., & Ünal, H. (2010). Effects of students' and schools' characteristics on mathematics achievement: Findings from PISA 2006. *Procedia - Social and Behavioral Science*, 2(2), 3099-3103.
- Department for Education and Skills (1999). *Improving literacy and numeracy: a fresh start*. The report of the working group chaired by Sir Claus Moser. Nottingham: DfES.
- Duarte, J., Bos, M.S., & Moreno, J. M. (2012). Quality, Equality and Equity in Colombian Education. *Analysis of the SABER 2009 Test*, (IDB-TN-396). IDB Technical Note. [https://publications.iadb.org/publications/english/document/Quality-Equality-and-Equity-in-Colombian-Education-\(Analysis-of-the-SABER-2009-Test\).pdf](https://publications.iadb.org/publications/english/document/Quality-Equality-and-Equity-in-Colombian-Education-(Analysis-of-the-SABER-2009-Test).pdf)
- Eide, E., & Showalter, M.H. (1998). The effect of school quality on student performance: A quantile regression approach. *Economics letters*, 58(3), 345-350. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00286-3](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00286-3)
- Foy, P. (2004). Intra-class correlation and variance components as population attributes and measures of sampling efficiency in PIRLS 2001. *IEA Data Processing Centre*, 1-13. https://www.iea.nl/sites/default/files/2019-03/IRC2004_Foy.pdf
- Fryer, R.G., & Levitt, S.D. (2010). An empirical analysis of the gender gap in mathematics. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(2), 210-240.
- Galvis, L.A., & Bonilla L. (2012). Desigualdades regionales en el nivel educativo de los profesores en Colombia. *Revista de Economía Institucional*, 14(26), 223-240.
- Gaviria, A., & Barrientos, J. (2001). Características del plantel y calidad de la educación en Bogotá. *Coyuntura Social*, 25, 81-98.
- Geraci, M., & Bottai, M. (2007). Quantile regression for longitudinal data using the asymmetric Laplace distribution. *Biostatistics*, 8(1), 140-154. <https://doi.org/10.1093/biostatistics/kxj039>
- Geraci, M. & Bottai, M. (2014). Linear quantile mixed models. *Statistics and computing*, 24(3), 461-479. <https://doi.org/10.1007/s11222-013-9381-9>
- Godoy, S. (2013). *Análisis del programa de ampliación de cobertura en Cali con respecto a la calidad de la educación, medido a través de las pruebas de Estado*. No. 011197. Departamento Nacional de Planeación. https://repository.icesi.edu.co/biblioteca_digital/bitstream/10906/82360/1/godoy_analisis_programa_2013.pdf
- Gómez, C.A. (2016). Clasificación de colegios según las pruebas Saber 11 del ICFES: un análisis usando modelos marginales (MM). *Sociedad y Economía*, 30, 69-89.

- Haile, G.A., & Nguyen, A.N. (2008). Determinants of academic attainment in the United States: A quantile regression analysis of test scores. *Education Economics*, 16(1), 29-57. <https://doi.org/10.1080/09645290701523218>
- Hanushek, E.A. (1986). The economics of schooling: Production and efficiency in public schools. *Journal of Economic Literature*, 24(3), 1141-1177.
- Hanushek, E. A. (2002). Evidence, politics, and the class size debate. En L. Mishel & R. Rothstein (Eds.), *The Class Size Debate* (pp. 37-66). Washington, DC: Economic Policy Institute.
- Hanushek, E.A. (2013). Economic growth in developing countries: The role of human capital. *Economics of Education Review*, 37, 204-212. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2013.04.005>
- Hanushek, E.A., Machin, S.J., & Woessmann, L. (Eds.). (2016). *Handbook of the economics of education*. Elsevier.
- Hanushek, E.A., & Woessmann, L. (2008). The role of cognitive skills in economic development. *Journal of Economic Literature*, 46(3), 607-668.
- Hincapie, D. (2016). *Do longer school days improve student achievement? Evidence from Colombia* (No. IDB-WP-679). IDB Working paper series. <https://publications.iadb.org/publications/english/document/Do-Longer-School-Days-Improve-Student-Achievement-Evidence-from-Colombia.pdf>
- Hoerandner, C.M., & Lemke, R.J. (2006). Can No Child Left Behind close the gaps in pass rates on standardized tests? *Contemporary Economic Policy*, 24(1), 1-17. <https://doi.org/10.1093/cep/byj008>
- Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación [ICFES] (2014). *Guía para la lectura e interpretación de los reportes de resultados dirigida a secretarías de educación*. Examen de Estado Saber 11. <https://www.icfes.gov.co/documents/20143/194034/Guia%20lectura%20e%20interpretacion%20reportes%20resultados%20para%20secretarias%20educacion%20Saber%2011.pdf>
- Jimenez, E., Lockheed, M.E., & Paqueo, V. (1991). The relative efficiency of private and public schools in developing countries. *The World Bank Research Observer*, 6(2), 205-218. <https://doi.org/10.1093/wbro/6.2.205>
- Lavy, V. (2015). Do differences in schools' instruction time explain international achievement gaps in Math, Science and Reading? Evidence from developed and developing countries. *The Economic Journal*, 125(588), 397-424. <https://doi.org/10.1111/eoj.12233>
- Lubienski, C. & Lubienski, S. T. (2006). School Sector and Academic Achievement: A Multilevel Analysis of NAEP Mathematics Data. *American Educational Research Journal*, 43(4), 651-698. <https://doi.org/10.3102/00028312043004651>
- Martínez, W.A., & Turriago, Á. (2015). Análisis de distribución geográfica y espacial de los resultados de las Pruebas Saber 11 del Instituto Colombiano para el Fomento de la Educación Superior (ICFES). *Cuadernos Latinoamericanos de Administración*, 11(21), 39-50. <https://doi.org/10.18270/cuaderlam.v11i21.1618>
- Montes, I., Garcés, J.D., Chica, S.M., & Jaramillo, A. (2014). Rendimiento académico: ¿qué papel juegan los factores institucionales? Universidad EAFIT. https://repository.eafit.edu.co/bitstream/handle/10784/2687/2014_14_Alberto_Jaramillo.pdf;sequence=1

- Ministerio de Educación Nacional [MinEducación] (2014). *El ICFES cambia la clasificación de resultados de planteles*. <https://www.icfes.gov.co/documents/20143/230420/Boletin%20-%20Icfes%20cambia%20clasificacion%20resultados%20planteles.pdf>
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos [OCDE] (2007). *El programa PISA de la OCDE: qué es y para qué sirve*. OCDE, París. <https://www.oecd.org/pisa/39730818.pdf>
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos [OCDE] (2014). *PISA 2012: Technical Report*. OCDE, París. <https://www.oecd.org/pisa/pisaproducts/PISA-2012-technical-report-final.pdf>
- Paternoster, R., Brame, R., Mazerolle, P. & Piquero, A. (1998). Using the correct statistical test for the equality of regression coefficients. *Criminology*, 36(4), 859-866. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.1998.tb01268.x>
- Piñeros, L.J. & Rodríguez, A. (1998). Los Insumos Escolares en la Educación Secundaria y su Efecto Sobre el Rendimiento Académico de los Estudiantes: Un estudio en Colombia, *LCSHD Paper Series No. 36*, Human Development Department, The World Bank, Washington D.C.
- Restrepo, P.P. & Alviar, M. (2009). El logro académico y el efecto colegio en las pruebas ICFES en Antioquia. *Lecturas de Economía*, 60, 67-95. https://bibliotecadigital.udea.edu.co/bitstream/10495/3869/1/RestrepoPiedad_2004_LogroAcademico.pdf
- Rivkin, S.G. & Schiman, J.C. (2015). Instruction time, classroom quality, and academic achievement. *The Economic Journal*, 125(588), 425-448. <https://doi.org/10.1111/ecoj.12315>
- Rodríguez, E. (1994). Criterios de análisis de la calidad en el sistema escolar y sus dimensiones. *Revista Iberoamericana de Educación*, 5, 45-65. <https://doi.org/10.35362/rie501218>
- Smith, A. (2004). *Making mathematics count*. The report of Professor Adrian Smith's inquiry into post-14 mathematics education. The Stationery Office Limited.
- Smith, L.B., Fuentes, M., Gordon-Larsen, P., & Reich, B.J. (2015). Quantile regression for mixed models with an application to examine blood pressure trends in China. *The Annals of Applied Statistics*, 9(3), 1226-1246. <https://doi.org/10.1214/15-AOAS841>
- Tzavidis, N., & Brown, J. J. (2010). *Using M-quantile models as an alternative to random effects to model the contextual value-added of schools in London*. DoQSS Working Papers 1011, Department of Quantitative Social Science, Institute of Education, University of London. <https://repec.ucl.ac.uk/REPEc/pdf/qsswp1011.pdf>
- Van der Berg, S. (2008). Poverty and education. *Education policy series*, 10, 1-35. <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.464.9607&rep=rep1&type=pdf>



Migration Networks and the Moroccan Tourism: A Panel Data Analysis

DJELTI, SAMIR

Faculty of Economics, Business and Management Sciences, MCLDL Laboratory
University of Mascara (Algeria)

Correo electrónico: samirecodjelti@yahoo.fr

HADJ AHMED, MOHAMED

Faculty of Economics, Business and Management Sciences, MCLDL Laboratory
University of Mascara (Algeria)

Correo electrónico: mohamedhadjahmed29@gmail.com

GUELLIL, MOHAMED SEGHIR

Faculty of Economics, Business and Management Sciences, MCLDL Laboratory
University of Mascara (Algeria)

Correo electrónico: guellil.poldeva@gmail.com

ABSTRACT

This contribution aims to study the migration and tourism nexus. In the developed countries, the effect of migration on tourism has been widely analyzed. For the developing countries, this topic is more interesting because of the role that diaspora plays in fostering tourism to the home countries. Based on the theoretical and empirical literature, the effect of migration networks on tourism will be tested. On the one hand, global migration networks can have a positive effect on tourism through the increase of borders permeability in the osmosis theory logic. On the other hand, at the micro level, migrant generations, transactions, preferences, and emigrants' life style can adapt, promote, and advertise tourism of the home countries. To estimate the global effect of networks on Moroccan inflows of tourists from the eight OECD principal immigration countries, the gravity model has been used. The analysed data considers the statistics of the nine countries during nine periods. The results show a significant correlation between Moroccan tourism inward tourism and emigration, in addition to the exogenous variables, either in the Fixed Effects Model or in Dynamic panel one using GMM method. The results indicate also a concordance of the two models results, the fact that strengthen their role as robust tools for exploring the migration and tourism nexus. The statistical results confirm the positive effects of migration networks on the Moroccan tourism.

Keywords: migration, networks, tourism, Morocco.

JEL classification: F22; L84.

MSC2010: 62J99; 62F10; 90B30.

Redes de migración y turismo marroquí: un análisis de datos de panel

RESUMEN

Esta contribución tiene como objetivo estudiar el nexo entre migración y turismo. En los países desarrollados, el efecto de la migración en el turismo ha sido ampliamente analizado. Para los países en desarrollo, este tema es más interesante debido al papel que juega la diáspora en el fomento del turismo a los países de origen. Con base en la literatura sobre migración y comercio, se probará el efecto de las redes de migración en el turismo. Por un lado, las redes mundiales de migración podrían tener un efecto positivo en el turismo a través del aumento de la permeabilidad de las fronteras en la lógica de la teoría de la ósmosis. Por otro lado, a nivel micro, las generaciones de migrantes, las transacciones, las preferencias y el estilo de vida de los emigrantes podrían adaptar, promover y publicitar el turismo de los países de origen. Para estimar el efecto global de las redes en las entradas de turistas marroquíes de los ocho principales países de inmigración de la OCDE, se ha utilizado el modelo de gravedad. Los datos analizados consideran las estadísticas de nueve países durante nueve períodos. Los resultados muestran una correlación significativa entre turismo marroquí y emigración, además de las variables exógenas, ya sea en el Modelo de efectos fijos o en el panel dinámico uno utilizando el método GMM. Los resultados indican concordancia de los resultados de los dos modelos, el hecho de que fortalecen su papel como herramientas robustas para explorar el nexo entre migración y turismo.

Palabras clave: migración, redes, turismo, Marruecos.

Clasificación JEL: F22; L84.

MSC2010: 62J99; 62F10; 90B30.



1. Introduction.

According to UN News, the number of international migrants world wide has, recently reached 272 million in 2019. In a more and more connected world, all the countries are concerned by this phenomenon; even the most isolated countries are, inevitably, emigration, immigration, and/or transit countries. In the same sense, the annual report of the World Tourism Organization (UNWTO, 2019) mentions that 1.4 billion people has travelled for tourism purposes in 2018. Even if tourists are not considered as migrants, in the international data, they represent a form of human mobility. Tourism is “a social, cultural and economic phenomenon, which imply the mobility of persons to countries or places abroad of their usual environment for personal, professional or business purposes” (UNDESA, 2010, p. 1). If we consider that migration is globally, the mobility of persons from a place to another (Djelti, 2017a), then a migrant can be a tourist and vice-versa. Both involving the movement of people, migration and tourism are two types of mobility, but there has been very little research into their relationship (UNWTO, 2009).

The majority of the existing theories of international migration belong to a special discipline, focuses on a special type of migration with a special definition, in a limited space, and during a precise period. Recently, the unifying theory of human migration, called osmosis, presented an attempt to explain the whole phenomenon of human migration. According to this theory, migration includes all the movements of humans from a place to another. Because of the exclusion of the notion of time, this theory represents the first logic that explains tourism as a migration flow.

In general, the majority of the empirical studies have concluded a positive effect regarding migration and tourism nexus. More precisely, the effect of migration on tourism goes in the two opposite directions. The first one is when the migrant invites his friends and relatives to visit (VFR) his host country. The studies of this relation have shown the positive effects of immigration on the host country, through the net increase of tourism flows.

The second direction represents tourism from the host to the home country. Even if the mechanisms of such relation are not clear, the majority of studies have confirmed the positive correlation between migration and tourism in the home country. The results of such studies encourage the home countries to improve their tourism sectors. In the same sense, on the one hand, tourism investment does not require large amounts of capitals, high skilled labor or high technology. On the second hand, it creates, directly and indirectly, the rise of the economic activity in the visited places (and elsewhere), essentially because of the demand of goods and services produced and provided (UNWTO, 2014). Such characteristics make tourism investment affordable and important for both the developed and the developing countries. Therefore, the tourism sector represents a relevant opportunity for boosting the development of the developing countries, especially those with important tourism potential.

In fact, the French ministry of tourism has declared that this sector returns represented 7.4% of the GDP, 350000 company and two million jobs (Faure, 2017). In the other side of the Mediterranean Sea, tourism seems to be more important for the Moroccan economy. Ranked 62nd, the Moroccan tourism represented 11% of the GDP and created 548000 direct jobs (5%) in 2018. In the same sense, tourism returns represented 73.2 million Dirhams, the equivalent of 18% of the goods and services exportations in 2018 (Moroccan Tourism Ministry, 2020).

In fact, despite the annual changes in the tourism countries ranking, France, USA and Spain are almost, always presented in the top ten. However, China and Turkey have climbed from the bottom to the top ten (UNWTO, 2014). “France, the United States, Spain and China continued to top the rankings in both international arrivals and receipts. In receipts, Thailand climbed three places to the 6th position, and Hong Kong (China) climbed one place to the 9th. Mexico moved up one position to come 9th in arrivals” (UNWTO, 2016).

Regarding migration and tourism, according to Scalabrin and Fitzgerald (2016), France is the main destination of the Moroccan migrants. Furthermore, a new survey revealed that from about the 10.31% of the French that travel to Africa, 30.43% choose Morocco as the main destination (Faure, 2017). Is there a global framework that explains this relationship? What are its real channels and mechanisms? And what about its evidence in Morocco?

In this article, the theoretical backgrounds of both international migration and tourism will be presented, and the channels connecting them will be defined. More precisely, the second direction of the effect of migration on tourism will be theoretically analyzed at the global and the micro level. At the global level, it represents the effect of diaspora on inward tourism of the home country. At the micro level, an attempt to define the effects of the networks of migrants and their descendants on enhancing tourism will be presented. Finally, in order to check such theoretical predictions, the link between Moroccan migration and tourism from the main destination countries will be estimated.

2. Literature Review.

The existing theories of international migration does not consider tourism as a type of migration flows. They try to explain special cases of migration in a special space and during a limited time. In the same sense, migration studies focus on labor migration, forced migration, climate migration, female migration, etc. This reality makes impossible the study of tourism flows as a form of migration. In economics, migration and tourism are two different topics that could be crossed through the study of their causality.

The study of migration effects on tourism in the home countries includes a combined literature. Put it another way, the two theoretical frameworks have to be presented. First, the standard literature on immigration and tourism flows to the host countries through the Visiting Friends and Relatives (VFR) represent the origin of this topic. Second, the literature on emigration and development through the migration networks has to be presented and discussed.

2.1. Visiting Friends and Relatives (VFR).

For the economists who have developed the VFR literature, the principal variable is tourism and the aim of their studies is to explain tourism determinants, rather than understand migration and tourism nexus. Traditionally, tourists ranking is based on the purpose of their trip (leisure, business, VFR...). The concept of VFR was used for the first time by Jackson's (1990), who observed the continued growth of this type of tourism. Dwyer and Forsyth (1993) have predicted that migration and tourism are interconnected and their causality goes in the both directions. Their analysis supposes a positive correlation between immigration and tourism inflows in the host countries. Williams and Hall (2002) has confirmed the first analysis, and their conclusions go hand in hand with the effect of immigration on the demand of tourism through the Visiting Friends and Relatives (VFR).

Later, researchers have used a dynamic panel data to explore the nature of the connection between immigration and tourism demand in Portugal during the period 1995-2008 (Leitão & Shahbaz, 2012). The research results have revealed a significant increase in the Portuguese tourism during the periods of important immigration from the developing countries. More precisely, the study has concluded that income, immigration shocks, population, and distance between Portugal and the origin countries are the main tourism determinants.

In their study of tourism and migration, Dwyer et al. (2014) have divided tourism into two flows: outward and inward. Furthermore, they have considered three types for each flow: the total, the VFR, and the non-VFR. Empirically, they have estimated the correlation of these three variables with migration flows in 1991 and 2006. The study has concluded a strong and important correlation between migration and VFR as well as non-VFR.

Etzo, Massidda and Piras (2014) have focused on immigration and tourism in the Italian case. Their study was based on an Italian dynamic data on bilateral tourism from 65 countries between 2005 and 2011. More precisely, they have used the arrivals, the spending of tourists, and the number of nights spent. For more precision, they have considered the aggregate and desegregate flows of vacancies and work. The study findings revealed a very strong correlation between migration and tourism. According to them, such correlation exceeds, even the VFR effect.

Massidda and Piras (2015) have investigated the effect of interregional migration on Italian domestic tourism demand. The authors have proposed a dynamic panel data and used three panel estimators characterized by different homogeneity assumptions imposed on the parameters. Before the panel regressions, they have performed standard co-integration analysis. Their analysis revealed a strong positive correlation between per-capita domestic tourism nights and per-capita internal migration stock (Massidda & Piras, 2015). According to the authors, “this evidence extends the migration-tourism nexus, already established at the international level, to the intra-national scale and reinforces the idea that host regions should not overlook the role of migration when designing their tourism policies” (Massidda & Piras, 2015, p. 585).

Santeramo and Morelli (2016) have reconns that the gravity models have been widely used to study tourism flows. They have focused their analysis on the agritourism in Italy. According to them, the peculiarities of the segmented international demand for agritourism in Italy are examined by means of a novel approach: a panel data quantile regression. By collecting data for 33 home countries between 1998 and 2010, the authors have characterized the international demand for Italian agritourism with a large data set. The study has revealed that distance and income are the major determinants.

In general, by using different methods and studying different countries, the majority of studies concluded the same VFR positive correlation. Therefore, the theoretical predictions about the correlation between immigration and inward tourism in the host countries have been empirically confirmed.

2.2. Migration Networks and Tourism to the Home Countries.

Unlike the first literature on VFR, the second one belongs to economic migration studies. These economists think that migration could affect positively trade, FDI, technology etc., and therefore the whole economy of the home countries. According to this literature, such effects are channelized by migration networks. Greif (1989, 1993), Weidenbaum and Hughes (1996), Gould (1994), Rauch and Casella (1998), and Combes et al. (2003) have demonstrated that migration networks have a positive effect on trade.

The theoretical explanation of the relationships between migration networks and trade is based on the information about the market, the language, the preferences, and the personal contracts (Gould, 1994). According to Gould (1994), such information could foster trade between the host and the home countries through two effects: First, the transaction effect, in which migrants represent a channel of information that decrease directly the costs of trade. The second is the preference effect, which is explained by the information about the preferences of the home population. In general, migrants are not only a source of information about the preferences of the home population, but a mean for the decrease of trade costs. The majority of studies have used the gravity model to detect the positive global effect of migration networks on trade. Djelti (2016) has concluded that, despite the positive effect of migration networks on exportation, a 10% rise of emigration creates a commercial deficit of 0.22% in Algeria.

2.2.1. The empirical studies

Based on a data of bilateral tourism from 34 OECD countries to 52 middle-to low-income countries between 1995 and 2010, Balli et al. (2016) have tried to determine and compare the effects of immigration, trade, and institutional quality on tourism in the immigrants' home countries. The results have confirmed the positive effects of OECD immigrants on advertising tourism of their home

countries. According to the authors, these results concern all the countries of the sample except of the African ones. The study has also shown that the quality of institutions, freedom, and civil liberty represent relevant indices of tourism destinations selection. According to the authors, a massive 8% of the variation in tourism flows can be accounted for these factors (Balli et al., 2016). The study results concern, also the whole sample except of the European and African destinations. The authors think that: “this feature of the data exists because European (African) countries are so similar to each other, and small differences in the indexes do not matter at the top (bottom) of the distribution” (Balli et al., 2016).

Recently, Takahashi (2019) have demonstrated the nexus of tourism demand and the migrants from Small Island Developing States (SIDS) in the Pacific region. According to the author, emigrants are an important element of island society and the tourism industry is crucial for these islands. Based on this reality, the author has explored a tourism demand model, which considers the regional differences of ten island states. The econometric analysis concludes that migrants generate tourism demand. Takahashi (2019) recommends that migrants should be considered as one of the important possibilities for generating tourism demand.

According to Taing (2019), Morocco was the first African country to abolish visas for Chinese nationals in 2016. Since then, the number of tourists has increased steadily, and flows have taken diverse forms, while their dynamics are less known. The author explores the opposite relationship between migration and tourism and focuses on the evolution of Chinese migration to Morocco since the abolition of tourist visas for Chinese citizens. In addition, it highlights Chinese movement towards the South of the Mediterranean in the context of the new silk roads. Taing (2019) thinks that, such new roads are shaping the new map of the Chinese diaspora.

Djelti et al., (2020) suppose, theoretically, that migration networks foster tourism to the origin countries. According to them, the effect is composed of migrant generations, transactions, preferences and emigrants’ life style effects. The authors think that these effects can adapt, promote and advertise tourism to the countries of origin. They estimate a gravity model of effect of networks on Moroccan tourism inflows from the eight principal immigration countries during the periods (2000, 2010, 2011, 2012, 2013 and 2014). The results show that a 10 % increase in Moroccan migration rises the real value of tourism inflows by 1.3 %.

More recently, based on an intra-European data (2000-2015), and by using complex-network analysis and gravity models, Provenzano (2020) has built two country-to-country networks to map the effect for each studied year. In addition, Provenzano (2020) has revealed the connections between states shaped by migration stocks and tourism flows. By using several econometric analyses, he has investigated the main determinants of the correlation patterns between the two networks. This new study has concluded a quite similar topological structure for the tourism and migration networks as well as to a significant and reciprocal direct influence between tourism and migration movements inside the European Union (Provenzano, 2020). In the same sense, this study has not detected a relevant indirect causal relationship between tourism and migration nexus.

In general, the new and the ancient findings of the empirical studies have confirmed the positive effect of migration on tourism in the two directions. Regarding migration and tourism to the home countries, the effect is present but there are other factors that could strengthen or weaken this effect. In addition, the majority of studies need a strong theoretical forecast.

3. Toward a Theoretical Essay.

In this article, the theoretical explanation, between migration and tourism, both on the global and the micro level, will be explored. This part will exclude the VFR effect and focus, only on the second direction of migration and tourism. More precisely, when we talk about migration and tourism in the following parts of this article, we mean emigration and tourism to the home countries.

3.1. Migration, Networks and Tourism: A Global View Framework.

Recently, the osmosis theory of human migration (Djelti, 2017b) defined migration as the mobility of humans from one place to another. Such large definition encompasses tourism and considers it as a form of migration. The osmosis theory explains the force of migration by the difference of migration pressure, which is determined by the natural determinants of human migration (water availability, climate, security and, population density) (Djelti, 2017a). Put it simply, migration occurs from the country with low migration pressure to the country with high migration pressure. This same theory explains the direction of migration by the degree of borders permeability. More precisely, migrants tend to cross the most permeable borders in the direction of the highest migration pressure countries.

In addition, this theory introduces migration networks and control policies as two opposite forces, which determine the degree of borders permeability (Djelti, 2018a). In other words, the more migration networks are strong, the more borders are permeable and vice versa for control policies. Networks represent “sets of interpersonal ties that connect migrants, former migrants, and non-migrants in origin and destination areas through ties of kinship, friendship, and shared community origin” (Massey & Denton, 1988, p. 396). The osmosis theory argue that networks guarantee a considerable degree of permeability. Ancient colonialism, for instance, makes the networks stronger and the permeability higher.

In the osmosis analogy, the water continues to move in the two directions until the equilibrium. This what explains tourism flows in the osmosis logic. Tourism is not guided only by migration pressure in the host countries, but it is a permanent movement in the two directions. Therefore, networks represent a relevant determinant of permeability and consequently they boost tourism. However, what about the micro level? How could networks foster tourism?

3.2. A Zoom on the Micro Level of Networks and Tourism.

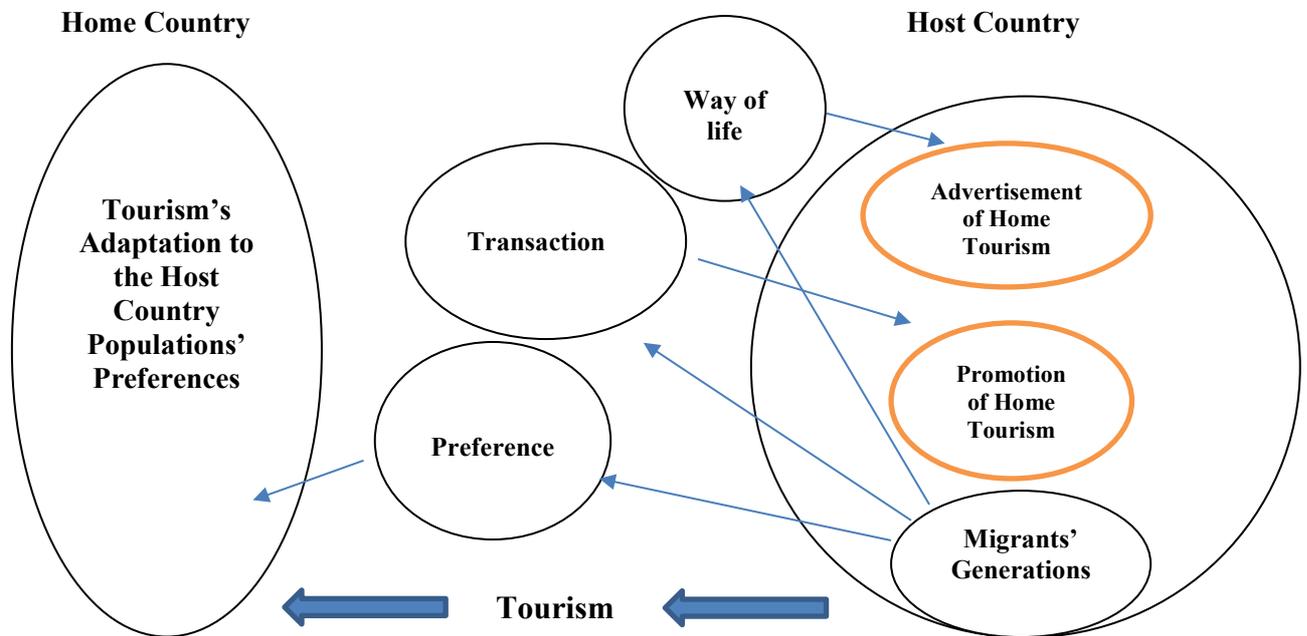
In this section, the analysis will be focused on migration networks and tourism channels at the micro level, to understand the possible effects. In fact, the interconnection between migration and tourism creates confusions between their measures. Migrations’ data consider migrants as non-resident in the home country and their visit as tourism. This represents a source of two confusions. The first one is related to the separation of generations. The second one concerns their money. In this contribution, the first generation is considered as migrants and the money they spend as remittances. The second and the next generations, in addition to their new networks (in-laws, friends, colleagues...) are considered as tourists. Therefore, the money they spend in the home country are considered as returns of tourism. Based on the theoretical framework about migration and trade, migration generations are more likely to foster tourism than the migrants themselves because they are more integrated in the host country. The following effects of networks on trade, presented in Figure 1 could be adapted on tourism.

First, according to Gould (1994), the transaction effect is represented by the channel of information that migrants generate. Such information could, directly, decrease the cost of trade. The information could also be on the tourism nature, quality, and price in their home country, including the touristic historical places, cultural activities, traditional products, tourism infrastructures etc. Furthermore, information about the quality of services and the corresponding prices could reduce both, the monetary and the psychological costs of tourism. To sum up, if we replace trade with tourism, the migrants could serve as a channel of information in the host country that promote tourism of their home country.

Second, regarding trade, the preference effect represents the information about the preferences of the home population, that migrants provide for the exporters of the host country. If we consider tourism, this effect will be inversed; migrants provide information to their home countries about the host country tourists’ preferences. In the same sense, because of the migrant and their generations’ integration in the host society, migrants’ behavior could reflect the tourists’ preferences. Such information is of great relevance for adapting tourism services by considering the tourists’ preferences.

Finally, the immigrants' way of life in the host country, their customs, traditions, local products, meals... could contribute to the advertisement the home country tourism.

Figure 1. The Effects of Migration on Tourism.



Source: Own elaboration.

The micro framework predicts that migration networks could affect positively tourism through migrants' way of life, that advertise it, the transaction effect that promote it, and the preference effect that help to adapt it to tourists' preferences. Therefore, migration does not only affect positively tourism to the host countries, it could improve it.

4. The Model Estimation.

On the one hand, Morocco's migration networks represent one of the most important in terms of size and diversity in the Mediterranean region. On the other hand, it is ranked as one of the most attractive African tourism destinations. In order to check the global theoretical predictions, the effect of Moroccan migration on tourism will be globally estimated. Based on the gravity model, the global determinants of tourism, including international migration, in addition to determinants related to migration networks will be estimated. In the empirical studies, the standard version of the gravity model, with tourism as the dependent variable, is given by the following equation:

$$TOUR_{hm} = \mu \frac{GDP_h GDP_m}{D_{hm}}$$

TOUR_{hm}: Tourism flows from the host countries (*h*) to Morocco (*m*).

μ: Constant.

GDP_h: GDP of the host countries.

GDP_m: GDP of the home country (Morocco).

D_{hm}: Distance between the host country *h* and the home country *m*.

As it is represented in the precedent equation, our dependent variable is the flows of tourism from the main host countries of Moroccan emigrants to Morocco (TOURhm). The standard variables of the Gravity equation have been saved. In the same way, migration flows from Morocco to the host countries (EMIGhm) and population (POPh) have been introduced as determinant variables. Furthermore, two dummy variables, namely: colonialism relations (COL) and common language (Lang) has been used as control variables.

$$\ln(\text{TOURhm}) = \ln(\mu) + \ln(\text{GDPPh}) + \ln(\text{GDPm}) + \ln(\text{EMIGmh}) - \ln(\text{Dmh}) + \ln(\text{POPh}) + \text{COL} + \text{LANG} + \delta$$

POPh: Population size.

COL: Ancient colonial ties.

LANG: The common second official langue (because of the absence of a common mother language).

The collected data considers bilateral statistics of Morocco with eight OECD developed countries during nine periods (2000, 2010, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015, 2016, and 2017). Bilateral migration statistics are available at OECD immigration data (<https://stats.oecd.org/Index.aspx?datasetcode=MIG&Lang=fr>), GDP (PPP constant 2011, international US Dollars) and population at the World Bank data (<https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=2&series=NY.GDP.MKTP.PP.KD#>). The rest of statistics are available in the official website of CEPII regrouped in “Gravity Data” (http://www.cepii.fr/cepii/en/bdd_modele/presentation.asp?id=8).

4.1. The Unit Root Tests and Correlations.

The estimation was started by the unit root tests on panel data (LLC, IPS, BRT, and MW), the series stationarity analysis, in order to investigate the stationarity of the used series. The results of these tests are presented in the following tables.

Table 1 shows the results of the five stationarity tests. It is clear that all the series are stationary at the first level difference. Such stationarity results, for all countries in the level, allow us to estimate the model. This means also, that all the variables are integrated of order 0. Regarding the correlations between the tourism flows to Morocco and the explanatory variables of the model, they are presented in the following table.

Table 1. The Unit Root Tests.

Methods	Levin, Lin and Chu (LLC)	Breitung t-stat	Im, Pesaran And Shin (IPS) W-stat	MW - ADF Fisher Chi-square	MW - PP Fisher Chi-square
Variables					
Log TOURhm	-29.4303 (0.0000)*	0.35724 (0.6395)	-6.72604 (0.0000)*	89.1743 (0.0000)*	116.499 (0.0000)*
Log EMIGmh	-3.05874 (0.0011)*	2.84862 (0.9978)	-0.17000 (0.4325)	22.6153 (0.0244)*	51.4992 (0.0000)*
Log GDPm	-142.421 (0.0000)*	0.19553 (0.5775)	-44.2291 (0.0000)*	147.365 (0.0000)*	147.365 (0.0000)*
Log GDPPh	-21.2270 (0.0000)*	-4.11488 (0.0000)*	-4.99892 (0.0000)*	41.1182 (0.0005)*	100.270 (0.0000)*

Log Dmh	-18.1281 (0.0599)	0.27724 (0.7395)	-5.95591 (0.0310)*	41.1182 (0.0035)*	100.270 (0.0000)*
Log POP	-111.055 (0.0000)*	0.89919 (0.8157)	-37.9347 (0.0000)*	44.4065 (0.0002)*	120.250 (0.0000)*

Source: Own elaboration.

Table 2 shows that Moroccan tourism is positively correlated to migration at 43.39%. In addition, the colony and the common language are strongly correlated to both, the dependent variable and to migration compared to the other variables. Regarding distance, it has a negative medium correlation with the dependent variable. To avoid collinearity problems, we eliminated these three variables, which are also strongly correlated to each other. In fact, colonialism and the common language was used to detect migration networks, in case of their elimination, migration will replace them.

Table 2. The Matrix of Correlations.

	TOURHM	EMIGMH	GDPM	GDPH	POP	DMH	COL	LANG
TOURHM	1.000000	0.433996	0.316035	-0.029421	0.040994	-0.505832	0.821531	0.612890
EMIGMH	0.433996	1.000000	0.000367	-0.001295	0.078082	-0.445896	0.639454	0.554184
GDPM	0.316035	0.000367	1.000000	0.060363	0.027110	2.10E-17	0.000000	0.000000
GDPH	-0.029421	-0.001295	0.060363	1.000000	0.989405	0.609123	-0.056366	-0.445591
POP	0.040994	0.078082	0.027110	0.989405	1.000000	0.503439	0.030982	-0.392697
DMH	-0.505832	-0.445896	2.10E-17	0.609123	0.503439	1.000000	-0.635424	-0.576267
COL	0.821531	0.639454	0.000000	-0.056366	0.030982	-0.635424	1.000000	0.745356
LANG	0.612890	0.554184	0.000000	-0.445591	-0.392697	-0.576267	0.745356	1.000000

Source: Own elaboration.

4.2. Homogeneity Tests (Specification Tests of Hsiao).

The choice of specification (homogeneity, heterogeneity) is very important to determine the structure of the panel. Hsiao (1986) proposes sequential tests to define the cases in which it is located. The three tests of Fisher from Hsiao's procedure have to determine if we have a model with specified individual time invariant. In this case, we can use panel data estimation. Hypothesis tests are constructed from statistics of Fisher (Wald test of restrictions on the coefficients). The results of these tests are presented in the following tables.

Table 3. Hsiao Test Results.

Hypotheses	F-Stat	P-Value
H1	90.23040	7.55E-24
H2	1.318735	0.09215
H3	131.7054	5.60E-34

Source: Own elaboration.

We begin by testing the hypothesis: H1 = Null Hypothesis (panel is homogeneous) Vs H2 = Alternative Hypothesis. Therefore, we switch to the left branch of Hsiao's test graph and then, we test: H2 = Null Hypothesis: H3 Vs the Alternative Hypothesis: panel is heterogeneous. We accept the null hypothesis. Then, we move to the right branch of Hsiao's test graph, to test H3 = Null Hypothesis (panel is homogeneous) Vs Alternative Hypothesis (panel is partially homogeneous). We reject the null hypothesis and the panel has a structure of individual effects.

4.3. Fixed or Random Effects? “Hausman Test”.

The specification test of Hausman (1978) is a general test that can be applied to many problems of specification in econometrics. Its most common application is the specification tests of individual effects in panel. It also serves to discriminate between fixed and random effects that we will study and test. The general idea of this test is both simple and general. As noted earlier, the Hausman test is a test that will allow us to determine whether, the coefficients of the two estimations (fixed and random) are statistically different. Under the null hypothesis H0 of orthogonality between the explanatory variables and the error term of the random effects model, both estimators -LSDV (Least Square Dummy Variable) and GLS (Generalized Least Squares)- are unbiased estimators. In this case, there should be no significant difference between the LSDV and GLS estimates of the various coefficients. The GLS method is then, retained, and the random effects is the appropriate model. However, the alternative hypothesis considers the fixed effect model as the appropriate one.

Table 4. Hausman Test.

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	17.410610	4	0.0016

Source: Own elaboration.

In the table above, the probability value is 0.0000, which means statistically that we can reject the null hypothesis; therefore, the fixed effect model is more appropriate than the random one.

4.4. Fixed Effects Model Estimation

The results of the fixed effect model are presented in the following table.

Table 5. Fixed Effects Model Estimation.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-96.27968	19.54847	-4.925177	0.0000
EMIGMH	0.009464	0.070755	0.133761	0.8940
GDPM	0.431496	0.228267	1.890314	0.0635
GDPH	0.821204	0.750412	1.094338	0.2782
POP	4.181663	1.420683	2.943416	0.0046
Fixed Effects (Cross)				
FR-C	0.483523			
UK-C	-0.807722			
BEL-C	7.359727			
GER-C	-2.565819			
ITA-C	-0.994513			
NETH-C	4.938241			
USA-C	-9.858055			
SP—C	1.444617			

Effects Specification			
Cross-section fixed (dummy variables)			
R-squared	0.966103	Mean dependent var	12.67694
Adjusted R-squared	0.959888	S.D. dependent var	0.785700
S.E. of regression	0.157359	Akaike info criterion	-0.709564
Sum squared resid	1.485709	Schwarz criterion	-0.330119
Log likelihood	37.54429	Hannan-Quinn criter.	-0.558506
F-statistic	155.4605	Durbin-Watson stat	1.200767
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Significance at 1%, ** 5%.

Source: Own elaboration.

According to the fixed effect appropriate model, the majority of the variables of the model are not separately but jointly significant at 0.000000. In addition, the determination coefficient is equal to 0.966103, which means that the exogenous variables explain 96.61% of the Moroccan tourism inflows from the studied eight developed countries. The given variables are expressed in natural logarithms; the coefficients can be interpreted as elasticity. Overall, the results of this study show that there is a strong long-term relationship between tourism and the explanatory variables.

The results obtained for the fixed effects model suggest that a 1% increase GDPM, GDPH and POP increase the Moroccan tourism inflows, respectively by 0.431496%, 0.821204%, and 4.181663%. Regarding our main variable, a 1% rise in Moroccan emigration to the host countries increases tourism by 0.009464%. These results highlight the involvement of exogenous variables to the Moroccan tourism.

4.5. Redundant Fixed Effects Tests.

The next test is the redundant fixed effects, which is used to test the significance of the effects. The null hypothesis in this test is that the effects are redundant. To examine the significance of effects, first the unrestricted model, which includes all the effects estimated. Then, the redundant fixed effects likelihood ratio is performed. We estimate one restricted specification i.e. with cross section fixed effects only. The following table consists a set of tests: the significance of the cross-section effects.

Table 6. Redundant Fixed Effects Tests.

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	131.705406	(7,60)	0.0000
Cross-section Chi-square	201.253208	7	0.0000

Source: Own elaboration.

The set consists of two tests (“Cross-section F” and “Cross-section Chi-square”) that evaluate the joint significance of the cross-section effects using sums-of-squares (F-test) and the likelihood function (Chi-square test). The corresponding restricted specification is the one, in which there are only period effects. The two statistic values (131.70 and 201.25) and the associated p-values strongly reject the null hypothesis (the cross-section effects are redundant). In other words, all the results indicate that the effects are statistically significant.

4.6. Residual Cross-Section Dependence Test.

It is commonly assumed that disturbances in panel data models are cross-sectionally independent, especially when the cross-section dimension (N) is large. However, there is considerable evidence that cross-sectional dependence is often present in panel regression settings. Ignoring cross-sectional

dependence in the estimation, can have serious consequences, with unaccounted for residual dependence resulting in estimator efficiency loss and invalid test statistics. There are varieties of tests for cross-section dependence in the literature. In our study, we use the following tests:

- Breusch-Pagan (1980) LM.
- Pesaran (2004) scaled LM.
- Baltagi, Feng, and Kao (2012) bias-corrected scaled LM.
- Pesaran (2004) CD.

The results of Residual Cross-Section Dependence Test are presented in the table below.

Table 7. Residual Cross-Section Dependence Test.

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	84.70459	28	0.0000
Pesaran scaled LM	7.577470		0.0000
Bias-corrected scaled LM	7.077470		0.0000
Pesaran CD	1.652921		0.0983

Source: Own elaboration.

The top of the table displays the test hypothesis and information about the number of cross-section and period observations in the panel. The bottom portion of the table contains the test results. The first line contains results for the Breusch-Pagan LM test. The result shows the test statistic value, test degree-of-freedom, and the associated p-value. In this case, the value of the test statistic (84.70) is well into the upper tail of a χ^2_{28} , and we strongly reject the null of no correlation at conventional significance levels.

The next two lines present results for the two scaled Breusch-Pagan tests. Both, the Pesaran scaled Breusch-Pagan LM, and the Baltagi et al. bias-adjusted LM tests are asymptotically standard normal, and the test statistic results of 7.58 and 7.08 respectively, strongly reject the null hypothesis at conventional levels. Note that in this study, the bias correction has a relatively small effect on the scaled LM statistic as N and T are of similar magnitude.

Since T (period) is relatively small, we may instead wish to focus on the results for the asymptotically standard normal Pesaran CD test, which are presented in the final line of the table. While the p-value of the Pesaran CD test statistic is upper than 0.5%, the Pesaran CD test still does not reject the null hypothesis at conventional significance levels. Therefore, we note no correlation of Residual Cross-Section.

4.7. Panel GMM Estimation of a Dynamic Model.

Having done all the previous tests and estimated the relationship between Tourism Flows to Morocco and the explanatory variables of the Fixed Effects Model, we estimate the previous relationship under the dynamic panel model using GMM (Generalized Method of Moments) method. The estimation results are presented in the following table.

Table 8. Estimated Dynamic Model.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-96.29538	19.55063	-4.925436	0.0000
EMIGMH	0.009415	0.070755	0.133071	0.8946
GDPM	0.431233	0.228306	1.888833	0.0638
GDPH	0.822334	0.750397	1.095865	0.2775
POP	4.181154	1.420378	2.943691	0.0046
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.966103	Mean dependent var		12.67694
Adjusted R-squared	0.959888	S.D. dependent var		0.785700
S.E. of regression	0.157359	Sum squared resid		1.485709
Durbin-Watson stat	1.200738	J-statistic		2.39E-06
Instrument rank	12			

Source: Own elaboration.

As mentioned above, we used GMM technique for obtaining estimates of parameters of the Dynamic panel relationship between Tourism Flows to Morocco and the explanatory variables. The coefficients of the dynamic panel model in Cross-section Fixed Effects are positive for all the exogenous variables and they are statistically significant at the 5% significance. The coefficients could be interpreted as elasticity because the variables are expressed in natural logarithms. Overall, the obtained results of panel GMM method are the same of the fixed effects model estimation results.

Table 9. Cross-section Fixed Effects.

CROSS-ID	Effect
FR	0.483513
UK	-0.807881
BEL	7.360656
GER	-2.566161
ITA	-0.994404
NETH	4.938717
USA	-9.859467
SP	1.445027

Source: Own elaboration.

The results obtained for the dynamic panel model in Cross-section Fixed Effects suggest that a 1% increase in GDPM, GDPH and POP increase the Moroccan tourism inflows, respectively by 0.431233%, 0.822334% and 4.181154%. Regarding the main variable of the study, a 1% rise in Moroccan emigration to the host countries increases tourism by 0.009415%. These last findings (GMM) and those of the OLS estimation goes hand in hand with our predictions presented in the global theoretical model. In addition, these results confirm the robustness of our model and the efficiency of our results.

From an economic point of view, the results have shown a significant and positive effect of migration on tourism. Even if this effect is limited, comparatively to the other variables, it confirms our theoretical predictions. These findings strengthen also the findings of the limited effect of migration on tourism of the home countries in Europe and Africa (Balli et al., 2016).

5. Conclusions.

Tourism represents a relevant opportunity for the economics of the developing countries. These same countries represent the home of migrants that have boosted tourism to their host countries through the VFR framework. This article aims to explore the opposite correlation, the effect of migration on tourism to the home countries.

According to the theoretical and empirical literature, migration could affect, positively, tourism flows to the home countries. Such effect of migration on tourism passes precisely through the migration networks channel. At the global level, we have predicted that migration networks increase the permeability of the borders, the fact that allow to more movements in the two directions. This way, migration networks foster tourism for both the home and the host countries.

At the micro level, migration generations increase directly tourism to the home countries and strengthen migration networks in the host country. In addition, migration networks generate three additional effects. First, the transaction one provides information about the nature quality and the price of tourism services that reduce tourism costs and promote it. Second, the preferences effects provide information about the tourism preferences of the host population and, then, helps to adapt tourism services in the home country. The third effect represents the immigrants' way of life, which advertises tourism of the home country in the host county. In general, the theoretical literature predicts that, migration networks could increase tourism to the home countries, and could help to improves it.

From an empirical point of view, in this article, we have used the gravity model to check the existence of the global effect of migration networks on tourism flows to Morocco. The dependent variable of the model was the flows of tourism from the main eight OECD host countries of Moroccan migrants. To explain tourism, we have considered the standard variables of the Gravity equation and added Moroccan migration to the host countries and other variables to the gravity model. Regarding the data, we have collected bilateral statistics of Morocco with the eight countries during nine periods (2000, 2010, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015, 2016, and 2017).

We have proceeded to OLS and GMM estimations and the results have confirmed the effect of migration on tourism. In addition, such results concordance, confirms the robustness of our model and the efficiency of our results. The GMM estimation's result suggested that a ten percent rise in the emigration rate from Morocco to the eight studied developed countries increases the real value of Moroccan inflows of tourism by 0.009415%.

From an economic point of view, the results have shown a significant and positive effect of migration on tourism. Even if this effect seems to be limited, it confirms our theoretical predictions. These findings strengthen also the findings of the limited effect of migration on tourism of the home countries in Europe and Africa (Balli et al., 2016). In addition, these findings allow the developing countries to investigate about this limited effect and explore the channel of adapting their tourism services to the host population preferences.

References

- Balli, F., Balli, H.O., & Louis, R.J. (2016). The impacts of immigrants and institutions on bilateral tourism flows. *Tourism Management*, 52, 221-229.
- Casella, A., & Rauch, J. E. (1998). *Overcoming informational barriers to international resource allocation: prices and group ties* (No. 1978). CEPR Discussion Papers.
- Combes, P.P., Lafourcade, M., & Mayer, T. (2003). Can business and social networks explain the border effect puzzle? *Available at SSRN 385908*.

- Djelti, S. (2016). Réseaux migratoires et balance commerciale: Évidence de l'Algérie. *Revue Algérienne d'Economie et de Management*, 7(2), 1-11.
- Djelti, S. (2017a). The Evolution of the Determinants of Human Migration. Paper presented in the International conference on "Crossing Boundaries: Youth, Migration, and Development" Alakhawayn university in Ifran, Morocco- March 2-4, 2017.
- Djelti, S. (2017b). Osmosis: the unifying theory of human migration. *Revue Algérienne d'Economie et de Management*, 8(2), 48-59.
- Djelti, S. (2018a). Osmosis of forced migration: The Plasmolysis Theorem. Paper presented in the United Nation University-Globalization, Culture and mobility internal research workshop, UNU-GCM, Barcelona, Spain, 5 and 6 July, 2018.
- Djelti, S. (2018b). The Importance of Understanding, Projecting and Planning for Safe, Orderly and Regular Migration.
- Djelti, S., Guellil, M. S., & Ahmed, M.H. (2020). Migration, tourism, and the development of the home countries: Evidence from Morocco. *Global Journal of Business, Economics and Management: Current Issues*, 10(1), 44-57.
- Dwyer, L., Seetaram, N., Forsyth, P., & King, B. (2014). Is the migration-tourism relationship only about VFR? *Annals of tourism research*, 46, 130-143.
- Dwyer, L., & Forsyth, P. (1993). Assessing the benefits and costs of inbound tourism. *Annals of Tourism Research*, 20(4), 751-768.
- Faure, P. (2017). Memento du tourisme-édition 2017. Prospective, des Études et de l'Évaluation Économiques (P3E) de la DGE, SCIDE.
- Galor, O., & Tsiddon, D. (1997). Technological progress, mobility, and economic growth. *The American Economic Review*, 87(3), 363-382.
- Gould, D.M. (1991). *Immigrant links to the home country: empirical implications for US and Canadian bilateral trade flows* (No. 9102). Federal Reserve Bank of Dallas.
- Gould, D.M. (1994). Immigrant links to the home country: empirical implications for US bilateral trade flows. *The Review of Economics and Statistics*, 76(2), 302-316.
- Greif, A. (1989). Reputation and coalitions in medieval trade: evidence on the Maghribi traders. *The journal of economic history*, 49(4), 857-882.
- Greif, A. (1993). Contract enforceability and economic institutions in early trade: The Maghribi traders' coalition. *The American Economic Review*, 83(3), 525-548.
- Hausman, J.A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 46(6), 1251-1271.
- Hiller, S. (2014). The Export Promoting Effect of Emigration: Evidence from Denmark. *Review of Development Economics*, 18(4), 693-708.
- Hsiao, C. (1986). *Analysis of PanelData*. Econometric Society Monograph No: 11, Cambridge University Press.

- Infantino, F. (2019). Morocco: One 'Third Country' but Three National Contexts. In: *Schengen Visa Implementation and Transnational Policymaking*. Palgrave Macmillan, Cham.
- Konan, D.E. (2011). Limits to growth: Tourism and regional labor migration. *Economic Modelling*, 28(1-2), 473-481.
- Massey, D.S., & Denton, N.A. (1988). Suburbanization and segregation in US metropolitan areas. *American journal of Sociology*, 94(3), 592-626.
- Massidda, C., Etzo, I., & Piras, R. (2015). Migration and inbound tourism: an Italian perspective. *Current Issues in Tourism*, 18(12), 1152-1171.
- Massidda, C, Piras, R (2015) Does internal migration affect Italian domestic tourism? A panel data analysis. *Tourism Economics*, 21(3), 581-600.
- Nuno, C.L., & Muhammad, S. (2011). *Migration and Tourist Flows*. MPRA Paper 34905, University Library of Munich, Germany, revised 12 Nov 2011.
- Provenzano, D. (2020). The migration–tourism nexus in the EU28. *Tourism Economics*, 26(8), 1374-1393.
- Ratha, D., Eigen-Zucchi, C., & Plaza, S. (2016). *Migration and remittances Factbook 2016*. World Bank Publications.
- Rauch, J.E., & Trindade, V. (2002). Ethnic Chinese networks in international trade. *Review of Economics and Statistics*, 84(1), 116-130.
- Santeramo, F.G., & Morelli, M. (2016) Modelling tourism flows through gravity models: a quantile regression approach. *Current Issues in Tourism* 19(11), 1077-1083.
- Spotorno, M. (2019). *Gentrification and European Entrepreneurship in Marrakesh*. In: Paradiso M. (eds) *Mediterranean Mobilities*. Springer, Cham.
- Stark, O., & Bloom, D.E. (1985). The new economics of labor migration. *The American Economic Review*, 75(2), 173-178.
- Taing, J. (2019). Les nouvelles routes de la soie au prisme des migrations: les visages de la présence chinoise au Maroc. *Confluences Méditerranée*, 109(2), 77-90.
- Takahashi, K. (2019). Tourism demand and migration nexus in Small Island Developing States (SIDS): applying the tourism demand model in the Pacific region. *Island Studies Journal*, 14(1), 163-174.
- United Nations, Statistical Division. (2010). *International recommendations for tourism statistics 2008* (N°. 83). United Nations Publications.
- United Nations World Tourism Organization (UNWTO), Blomberg-Nygard, A., & Anderson, C. K. (2016). United Nations World Tourism Organization study on online guest reviews and hotel classification systems: an integrated approach. *Service Science*, 8(2), 139-151.
- Weidenbaum, M.L., & Hughes, S. (1996). *The bamboo network: How expatriate Chinese entrepreneurs are creating a new economic superpower in Asia*. New York: Simon and Schuster.

Williams, A.M., & Hall, C.M. (2002). Tourism, migration, circulation and mobility. In *Tourism and migration* (pp. 1-52). Dordrecht: Springer.



The influence of the vulnerability of sectors on their survival and probability of insolvency: the case of small and medium entities in Spain

SOMOZA, ANTONIO

Universidad de Barcelona

Correo electrónico: asomozal@ub.edu

ABSTRACT

This paper looks at a sample of small and medium entities in Spain and analyzes the effect of the vulnerability of sectors to insolvency on their survival and the probability that they will go bankrupt. We collected data from solvent and insolvent firms in Spain over the period 2012-2016, and grouped them according to the percentage of insolvencies by sector (highest, lowest, and a reference group). The results show that no differences in the endurance of the firms emerge among the groups, while some variables appear to be relevant when the logit analysis is applied. Survival depends on liquidity and size in all industries, but profitability and turnover are also essential for the group with the highest levels of insolvency. The probability of bankruptcy is mainly explained by turnover and short-term solvency. Size and turnover have negative effects on bankruptcy. Age is also a common factor, but with a different interpretation for each technique. The main contribution of this paper is the analysis of insolvency in the two dimensions of survival and probability according to the sectorial insolvency rate.

Keywords: insolvency, bankruptcy, survival, logit, Spain.

JEL classification: G33; M41; M21.

MSC2010: 62J12; 62N02; 62N03.

La influencia de la vulnerabilidad de los sectores en su supervivencia y probabilidad de insolvencia: el caso de las pequeñas y medianas entidades en España

RESUMEN

Este artículo analiza la vulnerabilidad sectorial a la insolvencia basándose en el análisis de supervivencia y la probabilidad de la misma en una muestra de pequeñas y medianas empresas en España. Se han recogido datos de empresas solventes e insolventes para el período 2012-2016 y han sido agrupadas por el porcentaje de insolvencias por sectores (alto, bajo y un grupo de referencia). Los resultados muestran que no hay diferencias en la duración de las empresas entre los grupos y algunas variables parecen ser relevantes cuando se aplica el análisis logístico. La supervivencia depende de la liquidez y el tamaño en todos los sectores, pero la rentabilidad y la rotación son también esenciales para el grupo con más altos niveles de insolvencia. La probabilidad de quiebra se explica principalmente por la rotación y la solvencia a corto plazo. El tamaño y la rotación tiene efectos negativos sobre la quiebra. La edad del negocio es también un factor común, pero con diferentes interpretaciones para cada técnica. La principal contribución del artículo reside en el análisis de la insolvencia en dos dimensiones: supervivencia y probabilidad de acuerdo con la tasa de insolvencia sectorial.

Palabras clave: insolvencia, quiebra, supervivencia, logit, España.

Clasificación JEL: G33; M41; M21.

MSC2010: 62J12; 62N02; 62N03.



1. Introduction.

Credit risk and bankruptcy prediction research has been one of the main research topics in accounting and finance, and continues to attract the interest of academics and other practitioners.

The history and development of insolvency prediction models started in the 1960s with the well-known works of Beaver (1966) and Altman (1968). Since then, an increasing number of studies of insolvency prediction models have appeared and this field of research has widened the scope of analysis and used various techniques (multiple discriminant analysis, logit, iterative partitioning, neuronal networks, among others).

Industry-wide distress can affect the insolvency of firms: firstly, by lowering the economic worth of the assets of the firm that has defaulted; and secondly, because the prices at which assets of insolvent firms can be sold depends on the financial condition of peer firms (competitors) (Shleifer & Vishny, 1992). If default intensities are different across industries with otherwise identical firm-specific characteristics, it is of interest to investigate the determinants behind the effect on the industry.

The main objectives of this study are to analyze how the vulnerability of sectors (measured as the number of insolvencies over the number of existing firms) influences their survival and the probability of insolvency. Further, we wish to compare the explanatory variables from two points of view: technique and the criteria employed to create the groups. We try to answer the question of whether the explanatory variables are different if the sample used shows a high (or low) percentage of insolvent firms. At the same time, we seek to compare both techniques considering that they are different.

The contribution of this paper is twofold. On the one hand, it allows us to evaluate whether the risk to insolvency determines the survival of firms and the probability of bankruptcy. To our knowledge, this is the first study that compares samples in different sectors grouping them according to the risk of insolvency. On the other hand, it sheds light on the role that the explanatory variables play in these samples and on the results of the techniques.

The variables time and the probability differ according to the sector that is in distress, so the industry effect is significant for explaining survival. Moreover, the investigation of the outcome of insolvencies gives some additional insights: liquidity, profitability and size are determinants of the survival of firms. Additional factors such as return, short-term liquidity and turnover determine the probability.

The structure of the paper responds to the aim of the research. The first part is devoted to a revision of the literature, especially those contributions that consider sector variables. The following sections explain the process of sample selection and the choice of variables in the articles on this topic. The empirical sections analyze the data: firstly, in a descriptive way, secondly, through the survival models; and, finally, through the logit model.

2. Background.

The role of sector in insolvency probability has been extensively studied in the literature. The works of Edminster (1972), Platt and Platt (1991) and Mensah (1984) used variables adjusted by sector in order to compare the accuracy of the models with and without these adjustments and found that those with adjusted variables were better.

Subsequently, the industry effect on insolvency prediction has been analyzed as part of the explanatory variables and in order to test hypotheses. Lang and Stulz (1992), Shleifer and Vishny (1992), Opler and Titman (1994), Maksimovic and Philips (1997), and Berkovitch and Israel (1998) support the importance of industry effects on bankruptcy. A substantial body of research built models

for a particular industry: banking (Brown & Dinç 2011; Momparler, Carmona & Climent, 2016; Iannota, Nocera & Sironi, 2007; Rumler & Waschiczek, 2016; Anchor, 2017; Petria, 2016; Bhimani, Gulamhussen & Lopes, 2013; Soedarmono, Machrouh & Tarazi, 2013); transport (Brozyna, Mentel & Pisula, 2016); petroleum (Karan, Arslan & Alatli, 2009); technology (Hsu, 2011; Huang, 2015), among others.

Although most of researchers have detected some influence of market structure on insolvency, Kennedy (2000) states that this effect is small. Chava and Jarrow (2004) highlight the reasons why the inclusion of sector variables can improve the models:

First, different industries face different levels of competition and, therefore, the likelihood of bankruptcy can differ for firms in different industries with otherwise identical balance sheets. Second, different industries may have different accounting conventions, again implying that the likelihood of bankruptcy can differ for firms in different industries with otherwise identical balance sheets. (p. 538)

The significance of industry as an important determinant of default risk is also put forward by Aertz and Pope (2013) who conclude that the changes in default risk always depend on global (but not national) factors and industry effects.

A number of studies compare the incidence of bankruptcy in different industries. For example, Berkovitch and Israel (1998) found that the proportion of firms that filed for bankruptcy is higher in mature industries as opposed to growth industries; Bunn and Redwood (2003), incorporating the macroeconomic effects into their model, showed that service firms have a lower probability of insolvency than the manufacturing sector.

Some authors include sectorial variables in a general model. For instance, Bhimani, Gulamhussen and Lopes (2010) revealed that industry and geographical variables influenced default for a sample of privately held Portuguese firms. Kaplan and Milton (2012) also applied three sectorial variables; and Huang and Lee (2013) used interaction terms between industry, firm size and competition intensity. Bhimani, Gulamhussen and Lopes (2013), using bank loan information to predict the timing of defaults, found that the incremental predictive ability of non-financial information surpassed that of macroeconomic and financial accounting information in the baseline, industry, and in- and out-of-the sample models. Laguillo (2016) also pointed out that the inclusion of qualitative sectorial variables improves the models and that general models (mixture of different sectors) are better than models focused on one industry.

The effect of concentration in industry has been the focus of several contributions. In general, the main conclusion is that industries that are more concentrated exhibit a higher probability of insolvency (Chiu, Pena & Wang, 2013; Zhang, Altman & Yen, 2010). Geopalan and Xie (2011) concluded that industries are more prone to distress if they have greater conglomeration. Along the same lines, Zhang (2013) found that competitors are affected more adversely if they are in industries that are more concentrated. Closely related to this, customer concentration (Irvine, Park & Yıldızhan, 2015; Chiu, Pena & Wang, 2013; Huang & Lee, 2013) produced contradictory results as Chiu, Pena and Wang (2013) pointed out that it did not affect failure probabilities (while Irvine, Park, & Yıldızhan (2015) provided confirmatory evidence). In a similar way, Maksimovic and Philips (1997) presented evidence that incidence of bankruptcy depends on industry demand conditions. The other side of the coin, competition, is another issue that has been studied. For example, Kanatas and Qui (2004) concluded that takeovers of distressed firms are related to the nature of product market competition. Soedarmono, Machrouh and Tarazi (2013) found that a higher degree of market power in the banking market is associated with higher insolvency risk of banks.

2.1. Insolvency models for Spain.

In Spain different authors have extensively studied insolvency prediction over the last 30 years. Some authors have built a general model (Gabás, 1990; Gallego, Gómez & Yañez, 1997; Lizarraga & Archel, 1998, among others); others have focused on a single sector: banks (Laffarga, Martín, & Vázquez, 1985, 1986, 1991, among others); insurance (López-Herrera Moreno, & Rodríguez, 1994, Arellano, Gil, & Martínez 2003); manufacturing (García, Calvo & Arqués, 1997); other industries (textiles, Somoza 2001; hospitals, Bernal-Delgado, Campillo-Artero, & García-Armesto, 2014). In some cases, the focus of interest has been the legal form of the entity (cooperatives, Masa, Iturrioz & Martín, 2016; Iturrioz & Martín 2013 in others), the comparison of different ways of bankruptcy resolution (López-Gutiérrez, Torre-Olmo, & Sanfilippo-Azofra, 2011).

The use of different variables has also been analysed, especially cash flow (Gabás, 1990; Lizarraga, 1997; Lizarraga & Archel, 1998; De Llano, Piñeiro & Rodríguez, 2016; Rodríguez-López, Piñeiro & de Llano, 2014; Rodríguez-Masero & López-Manjón, 2016). A wide variety of techniques has been applied: for example, artificial neuronal nets (Serrano & Martín, 1993) and iterative partitions (Gabás, 1990). Other investigations have focused on SMEs (Small and Medium Entities) (Van Hemmen, 1997; Lizarraga, 1997; Pozuelo, Labatut, & Veres, 2013; Miranda, De la Torre & Martínez, 2008). To our knowledge, however, the effect of the vulnerability of industry to insolvency has not been analyzed and this is the main contribution of this paper.

3. Survival analysis.

Survival analysis models the probability of a change in a dependent variable Y from an origin state j to a destination state K due to casual factors (Bloosfeld & Rohwer, 1995). The event failure time represents the duration of time until the dependent variable changes from state j to state k . The focus is on the occurrence and timing of financial distress (LeClere, 2000, 2005).

The survival function gives the probability that a firm survives longer than some specified time t , namely, it gives the probability that the random variable T exceeds the specified time of study $P(T > t)$ (1):

$$S(t) = P(T > t) \quad (1)$$

It represents the probability that T is greater than a value t and indicates the survival time is longer than t .

The probability density function is defined as (2):

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \left(\frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} \right) \quad (2)$$

This function “gives insight into conditional failure rates; identifies the specific model form and mathematical model for survival analysis, and it is usually written in terms of this function” (Kleinbaum & Klein, 2012, p. 45).

The Kaplan-Meier survival curves plot survival data. This survivor function, denoted by $S(t)$, gives the probability that the random variable T exceeds the specified time. Theoretically, the survival function is a smooth curve which begins at $S(t)=1$ at $t=0$ and heads downward towards zero as t increases towards infinity.

In this study, the Cox PH model has been used (equation 3). This model provides an expression for the hazard at the time t for an individual with a given specification of a set of covariates. This is a

semi-parametric model in which the hazard rate at time t is the product of two functions, a baseline hazard function that is a function of t , but does not involve the predictors, and the exponential expression (3) that involves a set of covariates.

$$h(t, X) = h_o(t) \exp(\beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p) \quad (3)$$

where X_1, X_2, \dots, X_p are the vector of covariates.

The application of survival analysis to insolvency started with the works of Lane, Looney and Wansley (1986) in an accounting-related area and Kim, Anderson, Amburgey and Hickman (1995) in insolvencies. Since then, a great number of studies have applied it using this technique with different objectives.

4. Sample.

Given that the aim of this study is to analyze the influence of sector vulnerability on failure, the first step has been to select the sectors in which the number of insolvencies was the highest and the lowest.

According to statistics by the National Statistics Institute (Table 1), we can divide the industry population into three groups:

- those with the highest level of insolvencies: construction of buildings, wholesale trade (except of motor vehicles and motorcycles), and retail trade (except of motor vehicles and motorcycles).
- those with the lowest level of insolvencies: manufacture of computers, electronic and optical products; manufacture of electrical equipment; manufacture of machinery and equipment; manufacture of motor vehicles, trailers and semi-trailers; manufacture of other transport equipment; manufacture of furniture; other manufacturing; agriculture; energy.
- a reference group (that excludes the previous sectors). This is a sample of firms that did not belong to any of the previous sectors (the highest and the lowest levels of insolvencies).

Table 1. National statistics of the number of insolvencies by sector.

INDUSTRIES (by year)	2016	%	2015	%	2014	%	2013	%	2012	%
-Agriculture and fishing	44	1	70	1	57	1	83	1	71	1
-Manufacturing and energy	528	8	642	8	1023	10	1575	11	1531	11
▪ Manufacturing: intermediate goods	207	3	218	3	365	4	623	4	597	4
▪ Manufacturing: capital goods	104	2	139	2	241	2	385	3	448	3
▪ Manufacturing: durable consumer goods	42	1	51	1	90	1	141	1	150	1
▪ Manufacturing: non-durable consumer goods	147	2	193	2	263	3	379	3	318	2
▪ Energy	28	0	41	1	64	1	47	0	18	0
-Building	782	12	1031	13	1511	15	2430	16	2487	18
▪ Houses	522	8	723	9	1024	10	1591	11	1633	12
▪ Other	260	4	308	4	487	5	839	6	854	6
-Commerce	895	14	1100	14	1272	12	1687	11	1505	11
-Wholesale trade	817	13	987	13	1115	11	1449	10	1330	10
-Retail	78	1	113	1	157	2	238	2	175	1

-Transportation and logistics	148	2	172	2	253	2	316	2	362	3
-Catering	277	4	302	4	369	4	400	3	277	2
-Information and communications	138	2	187	2	210	2	217	1	152	1
-Real estate, financials and insurance	174	3	172	2	253	2	373	3	268	2
-Professional, scientific and technical activities	349	5	390	5	425	4	573	4	355	3
-Administrative activities and auxiliary services.	230	4	222	3	284	3	455	3	287	2
-Other services	321	5	319	4	340	3	360	2	302	2
-No classification	411	6	490	6	567	5	674	5	498	4
					1037		1483	10		
TOTAL	6502	100	7870	100	0	100	5	0	13618	100

Source: Instituto Nacional de Estadística (INE), 2017.

The next step was to look for the size of these firms. The Spanish statistics only depict turnover as an approximation to size. As we can see, bankruptcies were focused on the lowest values of turnover (Table 2).

Table 2. National statistics of the number of insolvent firms by turnover.

Turnover (millions of euros)	2016	%	2015	%	2014	%	2013	%	2012	%
Below 0.25	1618	38	1864	37	2319	35	2806	31	2322	26
-From 0.5 to 1	484	11	593	12	680	10	1114	12	1218	13
-From 0.25 to 0.5	514	12	589	12	724	11	987	11	1085	12
-From 1 to 2	375	9	406	8	522	8	975	11	1060	12
Below 2										
-From 2 to 5	256	6	316	6	404	6	809	9	949	10
-From 5 to 10	90	2	118	2	170	3	342	4	375	4
More than 10	72	2	87	2	126	2	293	3	306	3
No classification	888	21	1124	22	1619	25	1817	20	1724	19
TOTAL	4297	100	5097	100	6564	100	9143	100	9039	100

Source: Instituto Nacional de Estadística (INE), 2017.

The sample is built by classifying the firms into one of the three groups and into the lowest of turnover values.

The pairing process consisted of matching one bankrupt firm with another in the same group that was solvent and had a similar turnover. The number of firms analyzed was 1164 for the sectors with the highest incidence of bankruptcy; 440 for those with the lowest rates of bankruptcy; and 2652 in the reference group (Table 3).

Table 3. Impairment process and total sample.

Number of firms with the lowest turnover	INSOLVENT GROUP						SOLVENT GROUP	TOTAL
	2016	2015	2014	2013	2012	TOTAL	TOTAL	
Highest number of insolvencies	147	95	82	54	17	582	582	1164
Lowest rates of insolvencies	56	32	24	16	10	220	220	440
Reference group	351	206	189	85	21	1281	1281	2562
Total	554	333	295	155	48	2083	2083	4166

Source: Own elaboration.

Once the selection of the sample was made, we collected the financial variables in the SABI (Sistema de Análisis de Balances Ibéricos) database (*Bureau van Dijk* for Spain and Portugal) for the 10 years 2006-2016 in order to go back in time. We consider that the last year (year -1) was about 12-13 months before the legal proceedings in order to avoid the last variables being biased by the event (as Ohlson, 1980, pointed out). In some cases, this last year was not available.

5. Variables.

The variables were chosen according to the previous literature and responds to the main features of a firm: solvency, leverage, profitability, liquidity and turnover were represented by one or more ratios as continuous variables (Table 4). When average measures were calculated, we considered two consecutive years.

The categorical variables are sector and age. Sector takes the value 0 if the firm belongs to one (or more) industries with the highest number of insolvencies and 1 if the firm operates in one (or more) industries with the lowest number of insolvencies. If the firm belongs to one (or more) industries in the reference group, then the variable is 2.

Table 4. Selected ratios according to previous literature.

Ratio	Calculation	Characteristic	Authors	Expected sign (insolvency)
WORKING CAPITAL/ TOTAL ASSETS (WC_TA)	(current assets- current liabilities)/ total assets	SOLVENCY	Chava & Jarrow (2004) Zhang, Altman & Yen (2010)	-
TOTAL LIABILITIES/ TOTAL ASSETS (TL_TA)	(long-term debt + short-term debt)/total assets	LEVERAGE	Chava & Jarrow (2004) Hernández & Wilson (2013), Irvine, Park, & Yıldızhan, (2015) (as market value of total assets), Huang & Lee (2013), Chiu, Pena, & Wang(2013)	+

SECTOR	0: if the firm belongs to the sectors with the highest percentage of bankruptcies. 1: if the firm belongs to the sector with the lowest percentage of bankruptcies. 2: if the firm belongs to other sectors.	INDUSTRY	Bhimani, Gulamhussen, & Lopes (2013), Huang & Lee (2013)	+/-
RETURN ON INVESTMENT (ROI)	(net income+ financial expenses x (1- (tax income/earnings before tax)))/average total assets	PROFITABILITY	Chava & Jarrow (2004) James & Kizilaslan (2014) Chiu, Pena & Wang (2013), Shingal & Zu (2013), Huang & Lee (2013)	-
RETURN ON EQUITY (ROE)	Net income / average of equity minus net income	PROFITABILITY	James & Kizilaslan (2014)	-
RELATIVE SIZE	Log (total assets)	SIZE	Chiu, Pena & Wang (2013), Hernández & Wilson (2013), Huang & Lee (2013), James & Kizilaslan (2014)	-
EBITDA/ INTEREST EXPENSES (EBITDA_INT)	Earnings before interest and taxes (EBITDA)/ financial expenses	FINANCIAL COVERAGE	Hernández & Wilson (2013), Zhang (2010)	-
EBITDA/TOTAL ASSETS (EBITDA_TA)	Earnings before interest and taxes/ total assets	PROFITABILITY	James & Kizilaslan (2014)	-
CASH AND SHORT-TERM ASSETS TO MARKET VALUE OF ASSETS (CASH_TA)	(Cash+ short-term assets) / total assets	LIQUIDITY	Irvine, Park, & Yıldızhan (2015), Chiu, Pena & Wang (2013)	-
ASSET TURNOVER (TURNV)	Sales / total assets	TURNOVER	Chava & Jarrow (2004), Irvine, Park, & Yıldızhan (2015)	+/-
AGE	0= if the firm operates in the sector for less than 20 years. 1= if the firm operates in the sector for more than 20 years.	AGE	Bhimani, Gulamhussen, & Lopes (2013), Lukason, Laitinen, & Suvas (2016)	-

Source: Own elaboration.

Some other variables were rejected as the sample consisted of privately held companies not trading on the stock market (for instance, among others, market to book ratio).

In the case of age, the binary variable is 0 if the firm has less than 20 years of activity and 1 if greater. This choice responds to the fact that the number of insolvencies drops after 20 years of activity (Table 5): namely, that the insolvency focuses on the youngest firms. It is reasonable to think that the number of years is a positive factor in relation to survival, in line with previous literature.

Table 5. Insolvency rates according to years of activity.

Number of years of activity	2016	%	2015	%	2014	%	2013	%	2012	%
% Below 4	768	18	802	16	803	12	1074	12	848	10
From 5 to 8	767	18	892	18	1272	19	1892	21	1885	22
From 9 to 12	830	19	1001	20	1249	19	1598	17	1354	16
From 13 to 16	521	12	725	14	924	14	1233	13	1063	12
From 17 to 19	330	8	387	8	560	9	797	9	1302	15
Below 20 years	3216	75	3807	75	4808	73	6594	72	6452	75
20 or more	959	22	1137	22	1579	24	2310	25	1945	23
No classification	122	3	153	3	177	3	239	3	184	2
TOTAL	4297	100	5097	100	6564	100	9143	100	8581	100

Source: Own elaboration.

6. Descriptive results.

The descriptive analysis has been made according to the final situation of the firm (solvent vs. bankrupt), sector and age. It is based on the average of available ratios for each firm and winsorizing each variable at 99% (in general, most of the firms for the solvent group showed available data for 10 years; however, most of the firms for the insolvent group only showed available data for 5 years).

The solvent firms (Table 6) exhibit the highest values of short-term solvency (WC_TA, .0890877), return (ROI, .0681726; ROE, .3873298, and EBITDA_TA .0307027), asset size (LOGTA, 7.555586); liquidity (CASH_TA, .3877141); turnover (TURNV, 1.503377), and financial coverage (EBITDA_INT, 1987.07). Insolvent firms show a higher level of indebtedness (TD_TA, 1.039512).

Table 6. Descriptive analysis according to financial situation.

	<i>Solvent group</i>				<i>Insolvent group</i>			
	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Obs	Mean	Median	Std. Dev.
WC_TA	1974	.0890877	.1607994	.680998	1987	-.2036494	-.0020111	.9817387
TD_TA	1786	.6959119	.6961837	.464377	1798	1.039512	.9014694	.7101794
ROI	1887	.0681726	.0488757	.1344187	1663	-.0112375	.0131441	.1355322
LOGTA	1974	7.555586	7.170401	1.828494	1986	6.512614	6.378255	1.640026
EBITDA_INT	1949	1987.07	8.056549	13643.09	1958	8.815107	.0697433	5921.84
EBITDA_TA	1973	.0307027	.05134	.2261069	1982	-.0967396	-.0046522	.3283919

CASH_TA	1969	.3877141	.3022612	.3271098	1967	.2387294	.1433063	.2602881
TURNV	1974	1.503377	1.058445	1.711.722	1968	1.304126	.9091041	1.523722
ROE	1968	3873298	.0858454	3.822821	1980	-.5158398	-.0553598	3.819109

Source: Own elaboration.

The next step was to compare the three groups: the group with the highest number of insolvencies (Table 7) also exhibits the highest values of short-term solvency (working capital to total assets, .005113), indebtedness (.9009945), return (ROI, .0320139; EBITDA_TA, -.0178969), and turnover (1.567199). In contrast, the group with the lowest number of insolvencies (sector 1) exhibits the highest asset (LOGTA, 7.513352); ROE (.2194906), and EBITDA_INT (1118.37). The reference group (number 2) shows the best liquidity (CASH_TA: .3195494).

Table 7. Descriptive analysis by group.

	<i>Group 0</i>				<i>Group 1</i>				<i>Group 2</i>			
	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Obs	Mean	Median	Std. Dev.
WC_TA	1150	.005113	.1973231	1.008429	228	.0016733	.0978015	.5859262	2583	-.0910003	.0525476	.8016716
TD_TA	1036	.9009945	0.8361676	.6324804	215	.7850464	.7481284	.6099476	2333	.861434	.796826	.6214708
ROI	1052	.0320139	0.028816	.1193275	192	.0197147	.0240562	.1314949	2306	.0314353	.031377	.1500351
LOGTA	1150	7.143599	6.899671	1.85443	227	7.513352	7.423715	1.614065	2583	6.940809	6.686921	1.801965
EBITDA_INT	1133	771.3991	1.44972	10488.39	227	738.2079	1.282386	7383.131	2547	1118.371	2.174304	10820.3
EBITDA_TA	1147	-.0178969	0.0200264	.2526167	226	-.032581	.0126915	.2455823	2582	-.0399963	.0226685	.3071026
CASH_TA	1146	.3130887	0.0753719	.3256681	226	.2427676	.157439	.2260284	2564	.3195494	.2295321	.3005116
TURNV	1134	1.567199	1.04555	1.81027	225	.697641	.4760755	.7761402	2583	1.393733	1.005059	1.573926
ROE	1146	-.1554564	0.0254128	4.149641	225	.2194906	-.0015	2.688422	2577	-.0505744	.028012	3.792574

Group 0: the industries with the highest level of insolvencies.

Group 1: the industries with the lowest level of insolvencies.

Group 2: reference group.

Source: Own elaboration.

Regarding the effect of age, the firms with fewer than 20 years of activity (Table 8) show the highest values of indebtedness (TD_TA: .9742124), liquidity (CASH_TA: .3514962), and turnover (TURNV: 1.710523). In comparison, the group of companies with more than 20 years of activity (age=1) show the highest short-term solvency (working capital to total asset, .046256), return (ROI, .0309879; EBITDA_TA, .0011951, ROE, -.0278554), assets (LOGTA: 7.650233), and interest coverage (EBITDA_INT, 1219.338). The analysis of the medians gives a similar picture of the group profiles with some small differences.

Table 8. Descriptive analysis according to age.

Variable	<i>Age 0</i>				<i>Age 1</i>			
	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Obs	Mean	Median	Std. Dev.
WC_TA	2226	-.1388349	.0456976	.9230568	1735	.046256	.1562643	.753616
TD_TA	1958	.9742124	.0456976	.6752313	1626	.7407337	.6950999	.5299298
ROI	1929	.0309602	.0315129	.1675894	1621	.0309879	.0288525	.0994749
LOGTA	2225	6.550842	6.311999	1.747047	1735	7.650233	7.366963	1.705909
EBITDA_INT	2184	819.2037	1.871885	10189.63	1723	1219.338	1.961523	10996.46
EBITDA_TA	2220	-.0600158	.0170874	.3434455	1735	.0011951	.0249034	.1937888
CASH_TA	2208	.3514962	.2573193	.3212774	1728	.2644017	.1660679	.2748453
TURNV	2208	1.710523	1.241774	1.868889	1734	1.013466	.746144	1.128355
ROE	2214	-.0952107	.0413573	4.763281	1734	-.0278554	.018907	2.175353

Age 0= if the firm operates in the sector for less than 20 years.

Age 1= if the firm operates in the sector for more than 20 years.

Source: Own elaboration.

The Kruskal-Wallis test (Table 9) shows that the null hypothesis of equality of means in most cases should not be accepted, except for the profitability sector (ROI, ROE, EBITDAFE at 1%, EBITDA). The test applied to the two age groups shows that they are different for all the variables, except for ROI (at 5%).

Table 9. Kruskal-Wallis table.

Variable (avg)	Solv/Insolv			Sector			Age		
	Obs.	Chi-Sq.	P	Obs.	Chi-Sq.	P	Obs.	Chi-Sq.	p
WC_TA	3981	382.42	0.0001**	3961	200.468	0.0001**	3961	169.476	0.0001**
TD_TA	3584	479.254	0.0001**	3584	18.885	0.0001**	3584	271.686	0.0001**
ROI	3550	427.679	0.0001**	3550	4.232	0.1205	3550	4.303	0.0380*
LOGTA	3960	309.301	0.0001**	3960	34.966	0.0001**	3960	421.537	0.0001**
EBITDA_INT	3907	531.335	0.0001**	3907	6.897	0.0318*	3907	7.356	0.0067**
EBITDA_TA	3955	573.789	0.0001**	3955	2.903	0.2343	3955	8.743	0.0031**
CASH_TA	3936	308.322	0.0001**	3936	16.882	0.0002**	3936	92.188	0.0001**
TURNV	3942	12.693	0.0004**	3942	72.104	0.0001**	3942	149.687	0.0001**
ROE	3948	279.410	0.0001**	3948	1.173	0.5562	3948	16.329	0.0001**

*: significant at 5%. **: significant at 1%.

Source: Own elaboration.

The correlation analysis (Table 10) presents high levels for most of the variables in both cases. The number of associations among ratios in the solvent group is larger than for the insolvent group. In

some cases, we can observe a change in the sign (for instance, in WC_TA with CASH_TA which is positive for the solvent firms and negative for the insolvent ones) and in other cases the significance of a certain correlation (for example, LOGTA and WC_TA appear in the insolvent group, but not in the solvent firms).

Table 10. Correlation analysis according to the state [what state?]

SOLVENT GROUP									
Variable	WC_TA	TD_TA	ROI	LOGTA	EBITDA_INT	EBITDA_TA	CASH_TA	TURNV	ROE
WC_TA	1								
TD_TA	-0.1814*	1							
ROI		-0.1295*	1						
LOGTA	0.1378*	-0.2702*	-0.1755*	1					
EBITDA_INT		-0.0470*	0.1253*		1				
EBITDA_TA		-0.2867*	0.4780*		0.0919*	1			
CASH_TA	0.3040*	-0.0636*	0.2211*	-0.4117*	0.1190*		1		
TURNV	-0.0972*	0.2192*	0.1724*	-0.6267*		0.0702*	0.3443*	1	
ROE		-0.0691*	0.2029*	-0.1117*		0.1473*	0.1196*	0.0589*	1
INSOLVENT GROUP									
Variable	WC_TA	TD_TA	ROI	LOGTA	EBITDA_INT	EBITDA_TA	CASH_TA	TURNV	ROE
WC_TA	1								
TD_TA	-0.3957*	1							
ROI	0.1555*	-0.2640*	1						
LOGTA	0.1913*	-0.3195*	0.1485*	1					
EBITDA_INT			0.0609		1				
EBITDA_TA	0.4234*	-0.5545*	0.4272*	0.2972*	0.0612*	1			
CASH_TA	-0.0968*	0.0849*		-0.4104*		-0.2048*	1		
TURNV	-0.2181*	0.3182*		-0.5685*			0.3580*	1	
ROE		-0.1076*	0.0913*			0.1650*			1

*: significant at 5%. **: significant at 1%.

Source: Own elaboration.

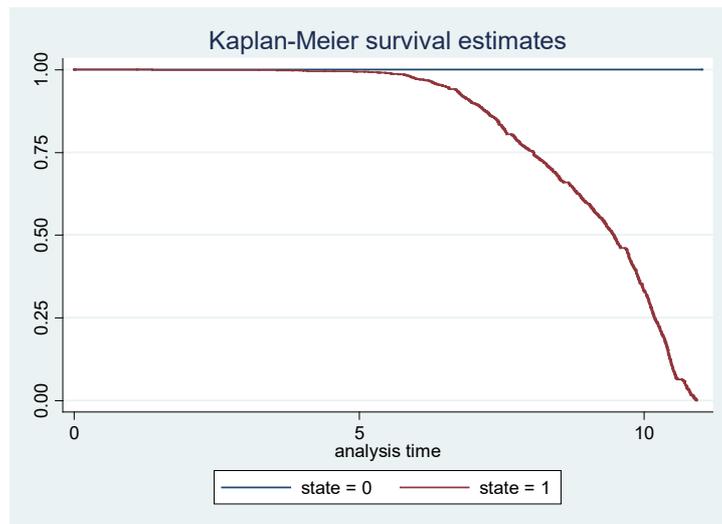
To summarize, the ratios that determine insolvency are the same when we compare the three criteria. Nevertheless, it is also true that each characteristic (number of insolvencies and age) provides fewer ratios and is not coincident with the other groups. In general, short-term solvency, return, size, indebtedness and turnover are the common features in each of the comparisons. Lastly, it is remarkable that profitability is the only factor that is the same throughout.

7. Application of survival analysis.

The time to the event was computed in months and days and we assume that the firms that appear in the database as “active” have not filed for bankruptcy. The Kaplan-Meier survival curve has been graphed by state, sector and age.

As can be seen in Figure 1, the insolvent firms exhibit a drop in the survival curve from year five while the solvent group presents a constant curve. Therefore, the probability of surviving decreases abruptly after 5 years of activity or, alternatively, most firms fail after year 5.

Figure 1. Kaplan Meier survival curves by state.

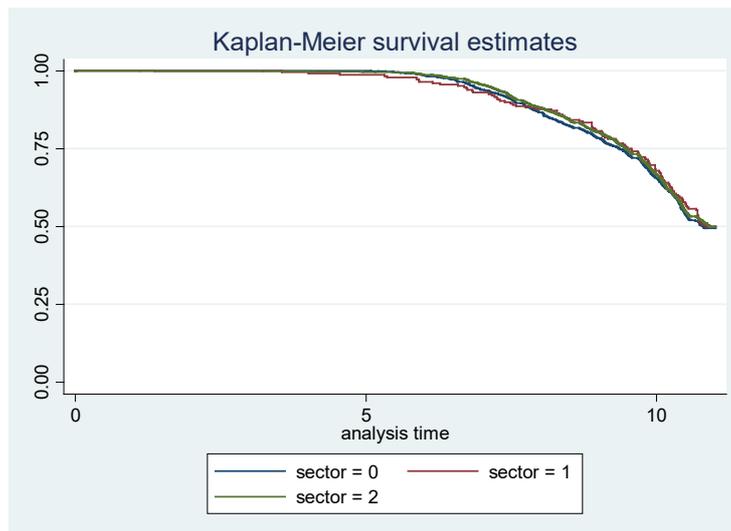


State =0 solvent firms
State= 1 insolvent firms.

Source: Own elaboration.

When we compare the survival curves grouping by the vulnerability of industries to insolvency (Figure 2), we find that the three curves do not show any significant differences in survival probability among the three groups. It means that the number of insolvencies has no effect on the survival probabilities of the firm or, in other words, the number of insolvencies in that industry does not affect a firm's survival.

Figure 2. Kaplan-Meier survival curves by groups.

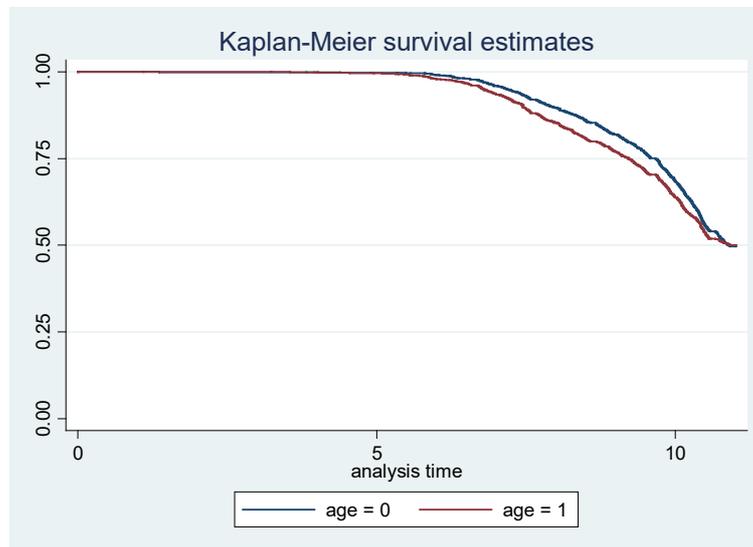


Sector =0: if the firm belongs to the sectors with the highest percentage of bankruptcies.
Sector =1: if the firm belongs to the sector with the lowest percentage of bankruptcies.
Sector =2: if the firm belongs to other sectors.

Source: Own elaboration.

Age (Figure 3) is the second grouping categorical variable and shows a difference between the two groups, even though it is not as clear at the end (past year 10). It seems that more mature firms show less probability of surviving than younger firms, but only as times advances.

Figure 3. Kaplan-Meier survival curves by groups.



Age 0= if the firm operates in the sector for less than 20 years.
 Age 1= if the firm operates in the sector for more than 20 years.

Source: Own elaboration.

7.1. Estimation using models.

In the previous section, the Kaplan-Meier survival estimates allow us to conclude that no difference in survival probability exists according to sectors, although it is affected by age.

In this section, we take a deeper look at the variables that explain these results: firstly, by taking the whole sample; secondly, by the propensity to insolvency of each group; and, finally, by age. In order to do this, we have applied the Cox PH model.

The starting point is the complete set of ratios for selecting the potential candidate for the final model ($p=0.05$), applying the Chi-Square test for each variable. Once we had the potential covariates, we applied the test of proportionality with the significant ratios. Given that this assumption is essential for the model, the significant ratios that did not meet this requirement were incorporated as time-dependent covariates. The final step consisted of testing the possible interactions in order to improve the models.

Sectors with the highest number of insolvencies (group 0):

Table 11 shows the significant covariates (at 1%) and the interactions between variables that are significant for the hazard model.

Models 1 to 6 refer to the industries with the highest number of bankruptcies; models 7 to 12 are based on the industries with the lowest number of bankruptcies; and, finally, models 13-16 are for the reference group.

Table 11. Survival models with and without interactions for each group of sectors.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
ROI	0.2259**		0.3418*		-1.0744**								0.1709**		-1.766**
CASH_TA	0.084491**		0.0941**		-2.3625**		0.0973**						0.1149**		-2.1636**
ROE	0.97431*		0.9764*		-0.0238*										
TURNV	0.7538**		0.7633**		-0.2700**									0.9641**	-0.03652**
LOGTA		0.9633**		0.9120**		-0.0920**		0.9258**		0.8256**		-1.9158**		0.9518**	-0.0493**
EBITDA_INT							0.9999*								
WC_TA													0.8963**		-0.1093**
TD_TA													1.1290**		0.1213**
<i>age x ROI</i>															
<i>l</i>			0.0211**		-3.8579**										
<i>age x LOGTA</i>															
<i>0</i>			1.5869**		0.4618**				2.8172**		1.0357**				
<i>l</i>			1.6652**		0.5099**				2.9936**		1.0964**				
<i>Age x</i>															
<i>EBITDA_INT</i>															
<i>0</i>									0.9999*		-0.000156*				
<i>l</i>									0.9999**		-0.000128**				
<i>Age x</i>															
<i>EBITDA_TA</i>															
<i>0</i>									1.001		0.0001				
<i>l</i>									0.0024**		-6.0066**				
Likelihood Ratio (LR) Chi-Square		313.02**		346.73**		346.73**		114.47**		128.14**		128.14**		714.17**	714.17**
Number of Observations		1041		1041		1041		226		226		226		2096	2096

*: significant at 5%. **: significant at 1%.

Group 0: the sectors with the highest insolvency incidence.

- (1) Model without interactions (hazard ratios): invariant covariates
- (2) Model without interactions (hazard ratios): time dependent covariates
- (3) Model with interactions (hazard ratios): invariant covariates
- (4) Model with interactions (hazard ratios): time dependent covariates.
- (5) Models with interactions and coefficients.
- (6) Models with interactions and coefficients: time dependent covariates.

Group 1: the sectors with the lowest insolvency incidence.

- (7) Model without interactions (hazard ratios): invariant covariates.
- (8) Model without interactions (hazard ratios): time-dependent covariates.
- (9) Model with interactions (hazard ratios): invariant covariates.
- (10) Model with interactions (hazard ratios): time-dependent covariates.
- (11) Model with interactions and coefficients.
- (12) Model with interactions and coefficients: time-dependent covariates.

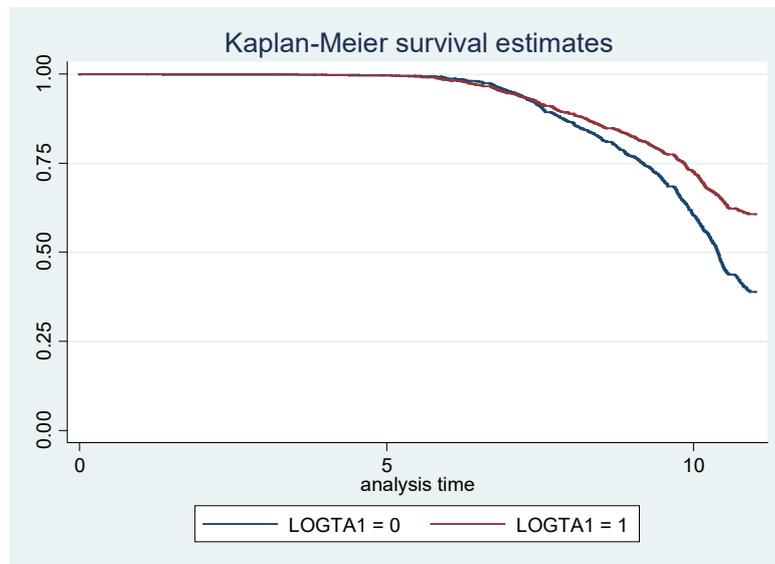
Group 2: reference group.

- (13) Model without interactions: invariant covariates.
- (14) Model without interactions: time-dependent covariates.
- (15) Model with interactions and coefficients.
- (16) Model with interactions and coefficients: time-dependent covariates.

Source: Own elaboration.

Regarding the first group (column 1), all the ratios have a negative effect on the time of insolvency, especially cash to total asset (0.084491) and ROI (0.2259), which show the strongest impact on the hazard functions while asset turnover (0.7538) and ROE (0.97431) have only a slight effect. Therefore, liquidity and asset return are the two significant covariates for determining the time to survive (column 2). LOGTA has been selected and included in the model as a time-dependent variable. In order to make this interpretation, the variable has been divided into two discrete groups: below and above the median. For group 0 (below the median) the curve is above group 1 (above the median) until year 7-8. Subsequently, the first group presents a decline of the survival curve (Figure 4).

Figure 4. Kaplan-Meier survival curves for LOGTA.



LOGTA1=0 if the firm is below the median
 LOGTA1=1 if the firm is above the median.

Source: Own elaboration.

The model (columns 3 and 4) with interactions includes some significant relationships. The years of activity (age) and ROI allow us to conclude that in the firms that are less than 20 years old the effect of an increase of profitability is less than for the firms in the second group (*age 0 x ROI*: $\exp(-1.0744) = 0.3415$ (decrease by 64%); *age 1 x ROI*: $\exp(-1.0744 - 3.8579) = 0.007$ (decrease by 99%); *age 0 x LOGTA*: $\exp(0.4618) = 1.5869$ (increase by 58%); *age 1 x LOGTA*: $\exp(0.5099523) = 1.6651$ (increase by 66%)). Therefore, an increase in profitability is more important for older firms than for younger firms. The second interaction age x LOGTA shows the effect of an increase in size depending on age. This result is inconsistent as in each case it is greater than one and means that an increase in size also boosts insolvency. Given that LOGTA is a time dependent covariate, it implies that the interaction with this variable does not fulfil the proportionality assumption.

The last columns (5 and 6) present the model with interactions and, instead of the hazard ratio for each variable, the coefficient for each variable appears.

Sectors with the lowest number of insolvencies (group 1):

The hazard models here are different from the previous one (columns 7 to 12). If we look at the model without interactions (7-8), the only variables in common with group 0 are CASH_TA and LOGTA. Therefore, it means that liquidity and size are the characteristics that determine the survival time. Neither profitability nor indebtedness play a role in this group. The second observation is the

effect on the time of insolvency and here, surprisingly, only cash is really important as a one unit increase in cash decreases the rate of insolvency versus solvency by 99% (hazard rate: 0.0973). The ratio EBITDA_INT has a marginal effect, only a reduction of 1% of the rate of insolvency versus solvency (hazard rate: 0.9999). The role of size is similar to the previous group.

The next question is the inclusion of interactions (9 to 12). Here, again, some unexpected results emerge. The single ratios cease to be significant (except LOGTA) and the interactions with age are the only covariates, in particular, age x LOGTA (not consistent, as it was mentioned earlier), age x EBITDA_INT and age x EBITDA_TA. This interpretation (*age0 x LOGTA* increases the rate of insolvency by 181%; *age1 x LOGTA* increases the rate of insolvency by 199%; *age0 x EBITDA_INT* decreases the rate of insolvency by 1%; *age1 x EBITDA_INT* decreases the rate of insolvency by 1%; *age0 x EBITDA_TA* increases the rate of insolvency by 1%; *age1 x EBITDA_TA* decreases the rate of insolvency by 99%) is misleading for age x LOGTA, which is the only interaction with a meaningful effect. The interaction of age x EBITDA_INT is not significant and age x EBITDA_TA has a significant effect only for group 1. Therefore, we can conclude that in this case, although the model is significant, the meanings of the interactions are confusing.

Reference sectors (group 2):

This includes firms that do not belong to the other sectors in order to make comparisons. Given that this is the most heterogeneous, the results per se could be less meaningful than the others (columns 13-16).

This group is more similar to the one of the highest percentage of insolvencies) than the other. Effectively, ROI (0.1709), CASH_TA (0.1149), LOG_TA (0.9518) and TUNV (0.9641) are significant in both groups 0 and 2. Nevertheless, ROE appears in the first group, but not here, and WC_TA and TD_TA appear here, but not in the 0 group. The similarities with group 1 are very small as the only variables that appear in both models are CASH_TA and LOGTA.

The interpretation of the signs allows us to say that an increase of one unit in WC_TA (0.8963) reduces the hazard of being insolvent by 11%; ROI is more effective (0.1709), with a reduction of 83%, and the same happens with CASH_TA (0.1149), with a reduction of 89%. Although the same interactions with age were applied in this sector, none of them was significant.

The group most affected by insolvency and the reference group shows some common factors, such as return and turnover. The group least affected by bankruptcy is the most dissimilar as the only significant variables are based on EBITDA.

The main results allow us to confirm that both liquidity and size are the main factors in determining survival time in any of the analyzed groups. Profitability and turnover are important for determining the survival of a firm in the reference group and the one with the highest number of insolvencies. This is not the case for the second group. This one is the most dissimilar, not only because of the explanatory variables, but also due to the interaction signs. We can therefore conclude that the characteristics of this group are distinct from the others.

8. Logit results.

We applied logit analysis with the objective of estimating the probability of insolvency for each group. The results are shown in Table 12.

The comparison of the models with and without interactions reveals some interesting insights. The group with the highest numbers of insolvencies shows that an increase by one unit in return (ROI, 0.0059326), liquidity (CASH_TA, 0.0351236), turnover (TURNV, 0.7779144), and size (LOGTA,

0.5797339) decreases the odds of insolvency (vs. solvency), but an increase in one unit by short-term solvency (WC_TA, 1.926575) and age (1.5935) increases the same probability. The model with interactions shows that age is an important variable in this group; it appears as a single variable and in conjunction with indebtedness (TD_TA 1.41638 for value 0 and 4.029322 for value 1) and return (ROI, 0.0002531).

Table 12. Logit models for each group.

Odd ratios	<i>Group 0</i>		<i>Group 1</i>		<i>Group 2</i>	
	Model without interactions	Model with Interactions	Model without interactions	Model with interactions	Model without interactions	Model with interactions
<i>WC_TA</i>	1.926575**		.0990294*		.6513558**	.4933654**
<i>TD_TA</i>			16.57591**		2.580793**	2.586244**
<i>ROI</i>	.0059326**	.0291733**			.0366056**	.0675444**
<i>CASH_TA</i>	.0351236**	.0510667**			.0587385**	.0612975**
<i>ROE</i>					.9553534**	.9550634**
<i>TURNV</i>	.6679144**	.6616689**		.373514**		.4679028**
<i>LOGTA</i>	.5797339**	.5733134**	.2315606**	.2288935**	.4231289**	.4212577**
<i>EBITDA_FE</i>			.9998674			
<i>EBITDA_TA</i>			373.3959			
<i>Age (1)</i>	1.5935**		2.943365		1.839153**	1.972945**
<i>Interactions</i>						
<i>age x TD_TA</i>						
0		1.41638*				
1		4.029322**				
<i>age x ROI</i>						
1		.0002531**				.0990508 *
<i>age x WC_TA</i>						
0				.5014957		
1				.0003673**		1.559086*
<i>age x LOGTA</i>						
1				1.2407		
<i>Constant</i>	112.0871**	137.3461	15608.28**	98656.82**	848.8225**	859.8955**
<i>Pseudo R²</i>	0.2273**	0.2453**	0.4716**	0.4445**	0.2841**	0.2872**
<i>Number of observations</i>	945	945	225	225	2096	2096

*: significant at 5%. **: significant at 1%.

Source: Own elaboration.

The firms that belong to the sectors with the lowest number of insolvencies show that short-term solvency (WC_TA, 0.0990294) and size (LOGTA, 0.2315606) show a fall in the relative probability of insolvency versus solvency. Nevertheless, indebtedness (TD_TA, 16.57591) has the opposite effect. The inclusion of the interactions almost makes the previous single ratios disappear and the only relevant factors with a negative effect on the odds of insolvency are turnover (TURNV, 0.373514) and size (LOGTA, 0.2288935). The significant interactions are age x WC_TA, which decreases the odds by 0.5014957 in the value 0 and 0.0003673 in the value 1, so the effect is stronger for the first age group. The second interaction is not significant.

The reference group (2) shows a similar pattern to the first group. Regarding the first model without interactions, the variables with a negative effect of insolvency are short-term solvency (WC_TA, .6513558), return (ROI, 0.0366056 and ROE, 0.955534), liquidity (CASH_TA, .0587385), and size (LOGTA, 0.4231289). The variables with the opposite effect are indebtedness (TD_TA, 2.580793) and age (1.839153). The model with interactions is very similar, except for turnover, which

now appears with a negative effect (TURNV, 0.4679028), and the significant interactions are age x ROI (0.0990508 at 5%) and age x WC_TA (only significant for Group 1 (1.559086 at 5%).

The group with the highest numbers of insolvency and the reference group are very similar with respect to the explanatory variables and the fit of the model. The most dissimilar is group 1 (with the lowest number of insolvencies) not only because of the number of single ratios and the composition, but also because of the fit of the model. Therefore, we can conclude that this group responds to different factors in order to explain the time and the probability of bankruptcy.

The comparison of survival models with logit models allows us to detect some differences, bearing in mind that each technique pursues different objectives.

Group with the highest number of insolvencies: if we look at the different selected variables in the models, the survival model without interactions selects ROE as significant (negative effect), but in the logit it does not appear and instead, WC_TA (positive) and age (positive) appear. The addition of interactions produces more differences. For instance, the survival model includes age x LOGTA (inconsistent), but it is not present in the logit model. The logit, nevertheless, selects as a meaningful variable age x TD_TA that the survival model does not select. Therefore, we can conclude that ROE is significant when we want to estimate the survival time of the firm in this group, but when we need to study the odds of insolvency WC_TA appears instead. The interactions clearly show that age is significant and it can be said that the effect is less positive in the group of older firms than in the younger group.

Group with the lowest number of insolvencies: the unique ratio that appears in both techniques is LOGTA. CASH_TA is only relevant for the survival model and WC_TA and TD_TA only appears in the logit. When the interactions are included in this group the only common variable is LOGTA, TURNV is shown in the logit and the interactions with age are different, except for age x LOGTA which is not significant in the logit (in the survival model age x EBITDA_INT and age x EBITDATA, in the logit age x WC_TA). Here, we can state that while liquidity (CASH_TA), interest coverage (EBITDA_INT) and size (LOG_TA) are the only relevant factors in order to determine the time of survival, the odds of insolvency versus solvency are moulded by short-term solvency, indebtedness, and size.

Reference group: the differences in the model without interactions come from ROE and AGE that appear in logit, but not in the survival model. It is worth mentioning that ROE has a negative effect on the odds, but age shows a positive sign. The survival model only selects variables, not interactions. From these results, we can state that the factors that determine the survival time and the odds of insolvency are more similar here than in the other groups. Short-term solvency (WC_TA), asset return (ROI), liquidity (CASH_TA), and size (LOGTA) are the common factors in both techniques. Age only appears in the logit model with a positive sign, so implying that the change from the younger to the older group increases the odds of insolvency.

To summarize, if liquidity and size are the factors that determine the time to insolvency, the occurrence of bankruptcy is explained by short-term solvency, size, and turnover. This means that the event depends on more variables than the time to the event (Table 13).

Table 13. Main findings of hazard models and logit models.

GROUP	HAZARD MODELS	LOGIT MODELS
<i>The highest insolvency</i>	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Cash and profitability show negative effects on insolvency ▪ No selected ratio presents a positive sign. ▪ The interaction of age and profitability shows that it is more powerful for the older than the younger firms. 	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Return, liquidity, turnover and size decrease insolvency odds. ▪ Short-term solvency and age increase insolvency probability.
<i>The lowest insolvency</i>	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Liquidity and size are the determinants of survival. ▪ Neither profitability nor indebtedness play a role. ▪ Misleading interactions 	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Short-term solvency and size decrease probability of insolvency. ▪ Indebtedness has the opposite effect.
<i>The reference group</i>	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Profitability, cash, size and turnover are significant. 	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Short-term solvency, return, liquidity and size have a negative effect on insolvency. ▪ Indebtedness and age have the opposite effects.

Source: Own elaboration.

9. Discussion.

The most remarkable results to emerge from the data are that the survival for insolvent firms drops from the five year mark onwards; the propensity to insolvency in the industry does not play a role; and the years of activity seem to be important as the more years there are, the lower is the probability of survival. Regarding the variables to explain survival, liquidity and size appear for all the industries, but profitability and turnover are also important for the sectors with the highest level of bankruptcies.

The probability of insolvency estimated by logit shows differences among groups and the variables that explain it are more similar when the groups have a large number of insolvencies. In general, the variables coincide with the previous ones.

As far as we know, this is the first time that a study analyses the influence of industry vulnerability to default directly in the sample and applies two different techniques. The results widen our knowledge of the effect of industry on survival and the probability of insolvency.

The results confirm some of those found in the previous literature. For example, the lack of differences among groups in the survival models is in line with Kenedy (2000). However, it does not support the importance of including industry effects in hazard models (Chava & Jarrow, 2014; Lang & Stulz, 1992). The effect of age is difficult to compare, as it has been included as a categorical variable here. Nevertheless, it is in agreement with Berkovitch and Israel (1998), who also found that failure is higher for mature firms.

With respect to the relevance of liquidity, size, profitability and turnover as significant in the survival and the logit, previous literature supports these findings: for instance, profitability (Chava &

Jarrow, 2004, among others) and size (Huang & Lee, 2013, James & Kazalislán, 2014, among others), although our study differs from most of the previous research as this last variable has been computed using turnover, but not assets.

It is worthwhile noting that liquidity confirms the finding of James and Kazalislán (2014) about the use of more cash in industry with significant risk exposure. In our case, the relevance of cash to total asset can be seen in the group of the highest level of insolvencies.

It is plausible that a number of limitations may could have influenced the results obtained. Firstly, in the sample selection as we used only SME entities; secondly, the period analyzed (2012-2016), in which the Spanish economy moved from depression to a certain stabilization; and finally, the variables. The use of the percentage of insolvencies over the population to define the vulnerability of an industry could be a reasonable measure, but other measures should be considered, especially the concentration index (Chiu, Pena & Wang, 2013; Zhang, Altman & Yen, 2010).

Further work needs to be done to analyze in greater depth the fact that survival of the firm is not affected by the vulnerability of the industry and the fact that the years of activity have a negative effect on survival.

10. Conclusions.

The usefulness of comparing sectors with the highest and lowest number of insolvencies is that it highlights the similarities and differences both in the process to bankruptcy and in the occurrence of the event. Besides, the analysis has been extended to see if the years of activity plays a role in insolvency.

The main conclusion is that sector does not seem significant in determining the length of time to bankruptcy (or survival), but it seems to be more important in the probability of the event. However, the analysis of the causes that lead to the insolvency allow us to conclude that some of them are common to all the groups (liquidity and size have a positive effect on time of survival), but others are particular for each group (especially for the one with the lowest number of insolvencies). When we compare it with a reference group made up of a large variety of sectors, the group that exhibits the higher number of bankruptcies is similar and the variables that determine insolvency are common among them.

The probability of insolvency is determined by some variables that also appear in the survival models and, in this case, the ratios show more similarities among groups than in the previous models. The occurrence of the event is mainly explained by turnover and short-term solvency. Size and turnover have negative effects on bankruptcy. Age is also a common factor, but with a positive effect.

References

- Aertz, K., & Pope, P.F. (2013). Common factors in default risk across countries and industries. *European Financial Management*, 19(1), 108-152.
- Altman, E.I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, 13(4), 589-609.
- Anchor, J. (2017). The impacts of risk-taking behaviour and competition on technical efficiency: evidence from the Chinese banking industry. *Research in International Business and Finance*, 41, 90-104.
- Arellano, A.S., Gil, J.A., & Martínez, A.H. (2003). El análisis discriminante en la previsión de la insolvencia en las empresas de seguros de no vida. *Spanish Journal of Finance and Accounting/Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 32(116), 183-233.

- Beaver, W.H. (1966). Financial ratios as predictors of failure. *Empirical Research in Accounting: Selected Studies Journal of Accounting Research*, 5(supplement), 71-111.
- Berkovitch, E., & Israel, R. (1998). The bankruptcy decision and debt contract renegotiations. *European Finance Review*, 2(1), 1-27.
- Bernal-Delgado, E., Campillo-Artero, C., & García-Armesto, S. (2014). Oferta sanitaria y crisis: financiamos los bienes y servicios según su valor o caemos en la insolvencia. Informe SESPAS 2014. *Gaceta Sanitaria*, 28, 69-74.
- Bhimani, A., Gulamhussen, M.A., & Lopes, S.R. (2010). Accounting and non-accounting determinants of default: An analysis of privately-held firms. *Journal of Accounting and Public Policy*, 29(6), 517-532.
- Bhimani, A., Gulamhussen, M.A., & Lopes S.R. (2013). The Role of Financial, Macroeconomic, and Non-financial Information in Bank Loan Default Timing Prediction. *European Accounting Review*, 22(4), 739-763. <https://doi.org/10.1080/09638180.2013.770967>
- Blossfeld, H.P., & Rohwer, G. (1995). *Techniques of event history modelling*. New York: Laurence Edbaum Associates.
- Brown, C.O., & Dinç, I.S. (2011). Too many to fail? Evidence of regulatory forbearance when the banking sector is weak. *Review of Financial Studies*, 24(4), 1378-1405. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhp039>.
- Brozyna, J., Mentel, G., & Pisula, T. (2016). Statistical methods of the bankruptcy prediction in the logistics sector in Poland and Slovakia. *Transformations in Business & Economics*, 15(1), 80-96.
- Bunn, P., & Redwood, V. (2003). Company Accounts-Based Modelling of Business Failures and the Implications for Financial Stability (December 2003). Bank of England Working Paper No. 210. <https://ssrn.com/abstract=598276> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.598276>
- Chava, S., & Jarrow, R. (2004). Bankruptcy Prediction with Industry Effects. *Review of Finance*, 8(4), 537-569. <https://doi.org/10.1093/rof/8.4.537>
- Chiu, W., Pena, J.I., & Wang, C. (2013). “Do structural constraints of the industry matter for corporate failure prediction? *Investment Analysts Journal*, 42(78), 65-81. <https://doi.org/10.1080/10293523.2013.11082562>
- De Llano, P., Piñeiro, C., & Rodríguez, M. (2016), “Predicción del fracaso empresarial: Una contribución a la síntesis de una teoría mediante el análisis comparativo de distintas técnicas de predicción”, *Estudios de economía*, 43(2), 163-198.
- Edminster, R.O. (1972). An empirical test of financial ratio analysis for small business failure prediction. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 7(2), 1477-1493.
- Gabas, F. (1990). *Técnicas actuales de análisis contable. Evaluación de la Solvencia Empresarial. España*. Ministerio de Economía y Hacienda.
- Gallego, A., Gómez, C., & Yañez, L. (1997). Modelos de predicción de quiebras en empresas no financieras. *Actualidad Financiera*, 5, 3-14.
- García, D., Calvo, A., & Arques, A. (1997). Factores discriminantes del riesgo financiero en la industria manufacturera española. *Predicción de la insolvencia empresarial*. Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas, AECA, Madrid.

- Geopalan, R., & Xie, K.Z. (2011). Conglomerates and Industry distress. *Review of Financial Studies*, 24(11), 3642-3687.
- Hsu, P.H. (2011). Innovate to survive: the effect of technology competition on corporate bankruptcy. *Financial Management*, 40(4), 1087-1117.
- Huang, H.H., & Lee, H.H. (2013). Product market competition and credit risk. *Journal of Banking and Finance*, 37(2), 324-340. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.09.001>
- Huang, C.M. (2015). A note on board characteristics, ownership structure and default risk in Taiwan. *Accounting and Finance*, 55(1), 57-74.
- Iannotta, G., Nocera, G., & Sironi, A. (2007). Ownership structure, risk and performance in the European banking. *Journal of Banking and Finance*, 31(7), 2127-2149.
- Irvine, P.J., Park, S.S., & Yıldızhan, Ç. (2015). Customer-base concentration, profitability, and the relationship life cycle. *The Accounting Review*, 91(3), 883-906.
- Iturrioz, J., & Martín, S. (2013). El tamaño como elemento determinante de la insolvencia en las sociedades cooperativas: estudio a partir de los procesos concursales. *REVESCO Revista de Estudios Cooperativos*, 111, 90-107.
- James, C., & Kizilaslan, A. (2014). Asset Specificity, Industry-Driven Recovery Risk, and Loan Pricing. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 49(3), 599-631.
- Kanatas, G., & Qui, J.P. (2004). Imperfect competition, debt, and exit. *Financial Management*, 13(2), 29-49.
- Kaplan S.N., & Milton, B.A. (2012). How has CEO turnover changed? *International Review of Finance*, 12(1), 57-87.
- Karan, M.B., Arslan, O., & Alatli, M. (2009). Detection of factors leading to business failure for petroleum filling. *Ikisat Isletme Ve Finans*, 24(282), 9-26.
- Kennedy, R.E. (2000). The effect of bankruptcy filings on rivals' operating performance: Evidence from 51 Large Bankruptcies. *International Journal of the Economics and Business*, 7(1), 5-25.
- Kim, Y., Anderson, D.R., Amburgey, T.L., & Hickman, J.C. (1995). The use of Event History Analysis to examine insurer insolvencies. *The Journal of Risk and Insurance*, 62(1), 94-110.
- Kleinbaum, D.G., & Mitchel K. (2010). *Survival analysis. Vol. 3*. New York: Springer.
- Laffarga, J., Martín, J.L., & Vázquez, M.J. (1985). El análisis de la solvencia en las instituciones bancarias: propuesta de una metodología y aplicaciones a la banca española. *ESIC-Market*, 48, 51-73.
- Laffarga, J., Martín, J.L., & Vázquez, M.J. (1986). El pronóstico a largo plazo del fracaso en las instituciones bancarias: metodología y aplicaciones en el caso español. *ESIC-Market*, 54, 113-167.
- Laffarga, J., Martín, J.L., & Vázquez, M.J. (1991). La predicción de quiebra bancaria: el caso español. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 20(66), 151-163.
- Laguillo, G. (2016). *Predicción de insolvencia en los sectores económicos: un análisis comparativo* [Dissertation thesis]. Universidad de Málaga.

- Laitinen, E.K. (2005). Survival Analysis and Financial Distress Prediction: Finnish Evidence. *Review of Accounting and Finance*, 4(4), 76-90. <https://doi.org/10.1108/eb043438>
- Lane, W.R., Looney, S.W., & Wansley, J.W. (1986). An application of the cox proportional hazards model to bank failure. *Journal of Banking and Finance*, 10(4), 511-531.
- Lang, L., & Stultz, R. (1992). Contagion and competitive intra-industry effects of bankruptcy announcements: An empirical analysis. *Journal of Financial Economics*, 32, 45-60.
- LeClere, M.J. (2000). The Occurrence and Timing of Events: Survival Analysis Applied to the Study of Financial Distress. *Journal of Accounting Literature*, 19, 158-189.
- LeClere, M. (2005) Time-Dependent and Time-Invariant Covariates Within a Proportional Hazards Model: A Financial Distress Application. *Review of Accounting and Finance*, 4(4), 91-109, <https://doi.org/10.1108/eb043439>
- Lizarraga, F. (1997). Los flujos de tesorería en la predicción del fracaso empresarial. *Actualidad Financiera*, 2(4), 73-93.
- Lizarraga, F., & Archel, P. (1998). Utility of accounting information on the process of failure: analysis of the medium sized Spanish manufacturing sector. *21st Congress of the European Accounting Association*. Ambers: European Accounting Association.
- López-Gutiérrez, C., Torre-Olmo, B., & Sanfilippo-Azofra, S. (2011). ¿Puede una ley concursal ser eficiente? Una aproximación conceptual a la solución de los problemas de insolvencia. *Innovar*, 21(41), 125-144.
- López-Herrera, D., Moreno, J., & Rodríguez, P. (1994). “Modelos de previsión del fracaso empresarial: aplicación a entidades de seguros en España”. *Esic-Market*, 84, 83-125.
- Lukason, O., Laitinen, E.K., & Suvas, A. (2016). Failure processes of young manufacturing micro firms in Europe. *Management Decision*, 54(8), 1966-1985. <https://doi.org/10.1108/MD-07-2015-0294>
- Maksimovic, V., & Phillips, G. (1997). *Asset efficiency and reallocation decisions of bankrupt firms*. Working paper, University of Maryland, Maryland.
- Masa, C.I., Iturrioz, J., & Martín, S. (2016). Aspectos determinantes del fracaso empresarial: efecto de la proyección social de las sociedades cooperativas frente a otras formas jurídicas. *Revista de Economía Pública, Social y Cooperativa*, 88, 93-125.
- Mensah, Y.H. (1984). An examination of the stationarity of multivariate bankruptcy prediction models: a methodological study. *Journal of Accounting Research*, 22(1), 380-395.
- Miranda, M.E., De la Torre, J.M., & Martínez, I.R. (2008). Análisis de sensibilidad temporal en los modelos de predicción de insolvencia: Una aplicación a las PYMES industriales. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 37(137), 85-111.
- Momparler, A., Carmona, P., & Climent, F. (2016). Banking failure prediction: a boosting classification tree approach. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 45(1), 63-91.
- Ohlson, J.A. (1980). Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 18(1), 109-131
- Opler, T., & Titman, S. (1994). Financial distress and corporate performance. *The Journal of Finance*, 49(3), 1015-1039.

- Petria, N. (2016). Financial stability and concentration: evidence from emerging Europe. *Transformations in Business and Economics*, 15, 376-395.
- Platt, H., & Platt, M. (1990). Development of a class of stable predictive variables: the case of bankruptcy prediction. *Journal of Business, Finance and Accounting*, 17(1), 31-51.
- Platt, H., & Platt, M. (1991). A note on the use of industry-relative ratios in bankruptcy prediction. *Journal of Banking and Finance*, 15(8), 1183-1194.
- Pozuelo, J., Labatut, G., & Veres, E. (2013). Validez de la información financiera en los procesos de insolvencia. Un estudio de la pequeña empresa española. *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa*, 16(1), 29-40.
- Rodríguez-López, M., Piñeiro, C., & de Llano, P. (2014). Determinación del riesgo de fracaso financiero mediante la utilización de modelos paramétricos, de inteligencia artificial, y de información de auditoría. *Estudios de economía*, 41(2), 187-217.
- Rodríguez-Masero, N., & López-Manjón, J.D. (2016). El flujo de caja como determinante de la estructura financiera de las empresas españolas. Un análisis en tiempos de crisis. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 21, 141-159.
- Rumler, F., & Waschiczek, W. (2016). Have changes in the financial structure affected bank profitability? Evidence for Austria. *The European Journal of Finance*, 22(10), 803-824.
- Serrano, C., & Martín de Brio, B. (1993). Predicción de la quiebra bancaria mediante redes neuronales artificiales. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 23(74), 153-176.
- Shleifer, A., & Vishny, R. (1992). Liquidation values and debt capacity: A market equilibrium approach. *Journal of Finance*, 47, 1343-1366.
- Soedarmono, W., Machrouh, F., & Tarazi, A. (2013). Bank competition, crisis and risk taking: evidence from emerging markets in Asia. *Journal of International Financial Markets Institutions & Money*, 13, 196-221.
- Somoza, A. (2001). La consideración de factores cualitativos, macroeconómicos y sectoriales en los modelos de predicción de la insolvencia empresarial: Su aplicación al sector textil y confección de Barcelona (1994-1997). *Papeles de Economía Española*, 89, 402-426.
- Van Hemmen, S. (1997). *Crisis financiera de la PYME en la provincia de Barcelona: análisis de estados contables de suspensiones de pagos en el período 1993-1995. El modelo RMB*. Barcelona: Marcial Pons Editores.
- Zhang, L., Altman, E.I., & Yen, J. (2010). Corporate financial distress diagnosis model and application in credit rating for listing firms in China. *Frontiers of Computer Science in China*, 4(2), 220-236. <https://doi.org/10.1007/s11704-010-0505-5>
- Zhang, G.Y. (2013). Emerging from Chapter 11 Bankruptcy: is it good news or bad news for industry competitors? *Financial Management*, 39(4), 1719-1742.



Convergencia económica en la OPEP: 1970-2017

MARTÍNEZ GÁMEZ, ÁNGEL ENRIQUE
Universidad Católica Andrés Bello (Venezuela)
Correo electrónico: angelusm@yahoo.com

RESUMEN

Los estudios sobre crecimiento económico se han ampliado y enfocado en la denominada hipótesis de convergencia, que abarca regiones, territorios y grupo de países. La idea principal establece cómo en el largo plazo las regiones más pobres terminan alcanzando a las más ricas tomando como variable objeto de estudio el Producto Interno Bruto per cápita (PIBpc). En este trabajo se analiza el fenómeno de convergencia económica en la Organización de Países Exportadores de Petróleo (OPEP), poco considerado en estudios relacionados con la Organización, el cual ofrece una visión ampliada al respecto. Mediante una estimación y análisis de datos de panel para el período 1970-2017, se elabora un modelo econométrico basado en la literatura, con diversas ecuaciones, períodos, variables y conjunto de países dentro de la Organización. Los resultados muestran principalmente convergencia y formación de clubes de convergencia entre estas economías y una dinámica del crecimiento determinada por el capital humano y el capital físico.

Palabras clave: modelos con data panel, crecimiento económico, estudios empíricos de convergencia.

Clasificación JEL: C23; F43; O47.

MSC2010: 60J10; 62H12; 62P20; 91B62.

Economic convergence in OPEC: 1970-2017

ABSTRACT

Studies in economic growth have focused on the convergence hypothesis for regions, territories and groups of countries. The main idea is that on the long run, the poorer regions would catch up to the richer in terms of Gross Domestic Product Per Capita. This paper analyses the economic convergence in the Organization of Petroleum Exporting Countries (OPEC), not considered in studies related to the organization, which offers an expanded view on the matter. Utilizing an estimation and panel data analysis for the period 1970-2017, it indicates whether the gaps between countries belonging to the block have tended to be reduced or widened, and for this, an econometric model based on the literature is developed, with different equations, periods, variables and set of countries within the OPEC. The results mainly show convergence and the formation of convergence clubs between these economies, and a growth dynamic determined by human capital and physical capital.

Keywords: data panel models, economic growth, empirical convergence studies.

JEL classification: C23; F43; O47.

MSC2010: 60J10; 62H12; 62P20; 91B62.



1. Introducción.

Los estudios sobre crecimiento económico han sido centro de atención desde los años ochenta. Estos estudios se han ampliado y enfocado en la denominada hipótesis de convergencia, que abarca regiones, territorios y grupo de países. La idea principal es demostrar la transitoriedad de las diferencias en la renta per cápita y, de esta manera, a largo plazo las regiones más pobres acabarán alcanzando a las más ricas. La principal variable para demostrar la hipótesis se centra en el Producto Interno Bruto per cápita (PIBpc).

Aún no existe consenso en lo referente a la existencia de convergencia o divergencia en los niveles de renta per cápita entre países o regiones. Varios estudios revelan resultados distintos y son concluyentes en lo que respecta a las variables y factores que la generan. El punto de partida es el modelo de crecimiento exógeno de Solow y Swan. Mediante el supuesto de función de producción tipo Cobb-Douglas con rendimientos decrecientes en el factor capital, una economía converge a su estado estacionario. Este estado estacionario está determinado por la tasa de ahorro (que se traduce en tasa de inversión) y el crecimiento de la población, así como por el nivel de tecnología, que viene dado de manera exógena. Sin progreso técnico y al operar los rendimientos decrecientes, la eficiencia del capital cada vez es menor y se agota la fuente del crecimiento a largo plazo.

Si suponemos que los países son iguales en todos los aspectos (excepto en capital físico y humano), los países pobres crecerán más rápido e igualarán los niveles de PIBpc de los países ricos. El modelo neoclásico tuvo sus detractores mediante la comprobación empírica, en virtud de que muchas economías mostraban un crecimiento sostenido en el largo plazo. La razón de lo anterior es la existencia de progreso técnico de manera permanente, permitiendo aumentar la productividad de los factores de producción (Weil, 2006).

En respuesta al agotamiento de los argumentos del modelo exógeno, aparecen los de crecimiento endógeno. Éstos introducen la tasa de progreso técnico como endógena y rendimientos constantes o crecientes del capital, además del capital humano, instituciones, etc. De esta manera, países con igual dotación de estos factores tienden a converger. La no divergencia viene explicada por algunas consideraciones al respecto. Por una parte, no necesariamente la función de producción tiene rendimientos decrecientes que hace posible una disminución de la productividad marginal del capital. Otro aspecto es el progreso técnico: con diferencias en las tecnologías entre países, las tasas de crecimiento a largo plazo también lo serán. Finalmente, factores culturales, geográficos y políticos le pueden dar ventajas a unos países respecto a otros, todo ello en virtud de cómo se organiza la sociedad para la producción (Barro & Sala-i-Martin, 2009).

De todos los elementos que se encarga la economía del desarrollo ninguno ha tenido la mayor atención como el crecimiento económico. Es así como podemos observar países que han crecido más o menos de manera simultánea, otros que se han quedado rezagados y otros que han crecido de manera acelerada llegando incluso a darle alcance o sobrepasar a los más ricos. El punto principal es tratar de explicar el porqué de las diferencias de renta per cápita entre países y regiones, lo que deriva en preguntas como ¿de qué depende que unos países sean ricos y otros pobres? ¿Qué factores explican esto? ¿Qué se puede hacer para reducir las diferencias entre países? ¿Es posible que la existencia de países pobres esté condicionada a la existencia de países ricos? ¿Un grupo de países o regiones pueden converger y reducir sus diferencias económicas? Éstos y otros interrogantes se pueden despejar a partir de las distintas teorías del crecimiento económico y de los mismos postulados de la convergencia económica.

El análisis a desarrollar y los resultados que se puedan presentar es tema de investigación en el ámbito internacional. La razón se debe principalmente de carácter económico, tratar de responder si la dotación de factores o en este caso de un recurso natural como el petróleo en los países de la OPEP ha contribuido efectivamente al crecimiento y a la convergencia económica en éstos. Para ello, los estudios referenciales de convergencia se han enfocado en evidencia empírica a través de modelos con datos de

panel y constituyen bases para la comprensión y la comprobación de la relación entre los distintos determinantes del crecimiento económico.

El enfoque reciente de las teorías del crecimiento establece que las condiciones institucionales, financieras culturales, educativas y macroeconómicas influyen de cierta forma en el eficiente desenvolvimiento de los agregados y mejor desempeño económico. De ahí pues que el estudio se fortalece en la participación, influencia y análisis de estos aspectos, así como, elementos que permitan explicar con mayor detalle los posibles efectos de estos factores en la consecución de los objetivos planteados. A través de los resultados, se obtiene información a considerar para la comprensión de los mercados petroleros y la formulación de políticas y decisiones de carácter relevante para las economías de la OPEP, en pro de reducir o eliminar las debilidades y brechas que puedan estar presentes. En este mismo orden de ideas, las relaciones resultantes del estudio a realizar permiten establecer la importancia estratégica de un recurso natural sobre el crecimiento de la economía.

Los países productores de petróleo en el marco de la OPEP afrontan desafíos alrededor de este recurso para su aprovechamiento en la economía, como principal fuente de divisas y de ingresos para el estado. Esta característica evidencia dependencia en parte representativa al precio del crudo, ligado a factores internos y externos que en muchos casos son complicados de controlar y a la volatilidad del mercado internacional. A ello se suma la diversidad de las sociedades representadas en esas economías, que queda disuelta al estar agrupadas en un organismo como la OPEP, para converger en la obtención de un bienestar común.

El estudio ofrece alcances relacionados con el empleo de una gama de herramientas para abarcar un mayor análisis y contrastar los resultados de los objetivos planteados. De igual forma, en el estudio econométrico se emplearán diversos enfoques y modelos para comprobar y establecer con mayor veracidad los resultados a priori. La falta de información estadística para Libia constituye una limitación, lo cual obliga a su exclusión del estudio econométrico. La pretensión inicial era realizar un estudio con datos desde la fundación de la OPEP, pero no es posible debido a la falta de información completa y fidedigna en la década del 60 para la mayoría de los países.

A pesar de numerosas investigaciones referentes al crecimiento y la convergencia económica entre países y regiones, ninguna realiza análisis en economías basadas en explotación de un recurso natural. La siguiente investigación pretende analizar los factores determinantes del crecimiento económico entre las economías que conforman el bloque de la Organización de Países Exportadores de Petróleo (OPEP) y si se ha producido un progresivo acercamiento en el bienestar entre ellos, medido en términos de PIBpc, a partir de 1970, período en que la Organización obtuvo una mayor relevancia. En vista de ello, esta investigación surge con la intención de enfocarlo de una manera más adecuada hacia este bloque de países. Es así como se plantean distintas herramientas de análisis y finalmente partiendo de una especificación econométrica, a través de un modelo de datos de panel y utilizando distintos métodos, se evalúan los determinantes del crecimiento y la convergencia o divergencia económica.

En virtud de lo expuesto, cabe preguntarse: ¿Ha habido convergencia o divergencia económica en estos países durante el período 1970-2017? ¿Qué papel juegan variables como la apertura comercial, el crecimiento de la población, el tamaño del Estado, la inversión en capital físico, la inversión en capital humano y la inflación, en el crecimiento económico de las economías de la OPEP? ¿Influyen la política, la religión y la posición regional en el crecimiento económico del bloque conformado por la OPEP?

El procedimiento econométrico empleado para un primer acercamiento parte del supuesto de panel estático y luego el método generalizado de momentos para paneles dinámicos multivariantes. La literatura reciente considera este último como el mejor método de estimación, dado que permite obtener parámetros más insesgados y consistentes. El documento se estructura de la siguiente manera: en el siguiente apartado se establecen las definiciones de convergencia económica y una breve revisión de la literatura empírica. Posteriormente se ofrece la metodología empleada y se describen las variables utilizadas en este estudio. A continuación, se establece el análisis empírico y el análisis de los resultados del modelo econométrico empleado. Finalmente, se presentan las conclusiones de esta investigación.

2. Convergencia económica.

2.1. Definiciones.

Historiadores económicos como Aleksander Gerschenkron y Mosés Abramovitz propusieron como una primera hipótesis que bajo ciertas circunstancias los países atrasados tenderían a crecer con más rapidez en comparación con los países ricos con la finalidad de reducir las brechas presentes (Jones, 2000). Esto se dio a conocer como el fenómeno de la *convergencia*. Uno de los elementos fundamentales del modelo de Solow es la predicción de esa convergencia. El modelo neoclásico de crecimiento desarrollado por Solow y Swan en 1956 predice que las economías con menor nivel inicial de capital tienen mayores incentivos para acumularlo. Esta afirmación obedece al retorno elevado en una economía con mayores niveles de capital, lo cual incentiva la inversión, el crecimiento y lleva a converger en el largo plazo a la tasa de crecimiento de las economías más ricas.

Más tarde se formalizó con Cass y Koopmans, quienes predijeron que, dado un stock inicial de capital por trabajador, una economía tiende a converger a un equilibrio a largo plazo (estado estacionario) en el que la producción por trabajador crece a una tasa constante igual a la tasa de progreso técnico (Duncan & Fuentes, 2006). En la transición hacia el estado estacionario, la economía crece por encima de la tasa de largo plazo y cierra la brecha con esa tasa de manera asintótica, implicando en el equilibrio, que el ingreso per cápita de diferentes economías converjan al mismo nivel.

La definición de convergencia abarca dos conceptos distintos bajo el esquema de países y regiones. Como primer enfoque, la convergencia se da si una economía pobre tiende a crecer más de prisa en relación a una economía rica, llegando al caso en que el país pobre alcanza al país rico en renta per cápita (Barro & Sala-i-Martin, 2009). Esto se ha denominado convergencia beta (β) y ocurre cuando las economías más pobres, que son los más alejados de su producción o nivel de ingresos a largo plazo, crecen más rápido que las economías más ricas hasta que alcancen el mismo nivel de producción, es decir, cuando se evidencia una relación negativa entre el crecimiento de la tasa de producción o ingreso per cápita y el nivel de producción inicial per cápita. Lo anterior implica un coeficiente negativo para β en una relación lineal entre la tasa de crecimiento y el nivel inicial de producción (Duncan & Fuentes, 2006). En lo concerniente al segundo concepto (relativo a la dispersión de corte transversal), existe convergencia cuando la dispersión disminuye en el tiempo, y puede ser medida por la desviación típica del logaritmo de la renta per cápita de un grupo de países o regiones (Barro & Sala-i-Martin, 2009), lo que se conoce con el nombre de convergencia sigma (σ).

Dentro de la conceptualización de la convergencia beta es preciso considerar dos matices. La más extrema y fácil de refutar es la *convergencia incondicional*. Bajo el supuesto de que los países no difieren en el largo plazo en sus tasas de progreso técnico, crecimiento de la población, depreciación del capital, todos convergen hacia un valor común de capital por unidad de trabajo. Sin embargo, empíricamente la convergencia incondicional sería un hallazgo sorprendente en virtud de los supuestos de similitud de parámetros en los distintos países.

Considerando el no cumplimiento del supuesto de igualdad en las condiciones de los países (más acorde con la realidad), surge la hipótesis más moderada de *convergencia condicional*. La idea fundamental es controlar por la posición y condiciones entre los distintos países y eliminar el efecto de aquellos parámetros que pueden variar de unos países a otros, es decir, se condiciona el análisis a las posibles diferencias entre los países (Ray, 2002). Lo anterior es posible mediante estudios empíricos y permite identificar con mayor precisión tipologías de economías de acuerdo a los resultados.

Diferentes regiones o países pueden tener acceso a tecnologías, preferencias y culturas similares. También pueden compartir marcos institucionales y legales similares. Esta homogeneidad puede hacer que sea más probable la existencia de convergencia absoluta entre países a una velocidad mayor. Barro y Sala-i Martin (2009) también desarrollan un marco teórico para determinar la existencia de convergencia entre regiones de un mismo país. Ellos hacen énfasis en dos conceptos particulares de convergencia: la convergencia en β condicional y la convergencia en σ . La convergencia β condicional

se da cuando las economías más pobres, más alejadas de su estado estacionario, crecen más rápido hasta alcanzar el nivel de producto de las economías más ricas. Esto implica encontrar un coeficiente negativo para β en una relación lineal entre la tasa de crecimiento y el nivel inicial del producto, controlando por características propias de cada economía.

Generalmente en la teoría del crecimiento económico el concepto de convergencia tiende a confundirse con el de “catching up”. Convergencia implica que dos países convergen si en el largo plazo el logaritmo del producto per cápita para ambos países es el mismo en un momento determinado. En cambio, catching up se refiere a la convergencia entre dos países entre los momentos t y $t+T$ si las diferencias en el logaritmo del output per cápita en t disminuyen en valor en el momento $t+T$ (Bernard & Darlauf, 1995).

La teoría neoclásica también admite la conformación de clubes de convergencia. Este concepto aparece por primera vez en el estudio de Baumol en 1986, para hacer referencia a países que convergen con otros considerando la similitud de ciertas características estructurales. El autor agrupó a los países en tres bloques, encontrando convergencia en el grupo de los más ricos, considerándolo como un “club de convergencia” (Baumol, 1986). La idea de clubs de convergencia fue retomada luego por numerosos autores que la han aceptado y en particular, se basa en considerar modelos con múltiples equilibrios (Islam, 2003).

Con la aparición de los modelos de crecimiento endógeno, se admite la posible existencia de un cierto número de estados estacionarios, por lo que la convergencia de todas las economías a un único estado no está garantizada. La literatura del crecimiento asume la existencia de grupos de economías, que presentan un comportamiento homogéneo, e implica que cada una de las economías formada por cada grupo o club, tienda a converger hacia un estado estacionario común al club. La mayor parte de los estudios atribuyen al nivel de capital como causa principal de la conformación de los clubes, al suponer regiones con un mismo nivel de capital.

A pesar de los postulados teóricos de la convergencia, es posible observar una persistencia en las elevadas tasas de crecimiento en una economía. China, por ejemplo, desde 1990 mantiene un elevado crecimiento económico siendo incluso para el período 2005-2010, de 8.9% por año, por encima del valor estándar de 4.2%. Esto demuestra que China ha ido convergiendo a un ritmo mucho mayor en comparación a la experiencia histórica mundial (Barro, 2016).

De Gregorio (2007) establece una serie de planteamientos para poder explicar este comportamiento. Desde el punto de vista de la teoría neoclásica, la elevada población de China hace que la relación capital por trabajador sea pequeña, y, por lo tanto, aumente la productividad marginal de éste y, en consecuencia, genera mayor crecimiento. A finales de 1979, China evidenció unas macro reformas con apertura a los mercados internacionales y al capital extranjero, lo que puede catalogarse como un cambio institucional pro capitalista. Conjuntamente, logró elevar la tasa de ahorro, la inversión en capital humano y el esfuerzo en intensificar y difundir el crecimiento tecnológico. Las visiones de las teorías del crecimiento exógeno y endógeno están presentes de manera conjunta.

2.2. Breve resumen de la literatura empírica.

Aunque no existe una literatura específica para probar la convergencia en países de la OPEP, existen estudios con algunos acercamientos y extensivos trabajos relacionados con la convergencia entre países y regiones. Cuñado (2011) realizó un estudio para 14 países de la OPEP utilizando pruebas de raíces unitarias para el período 1950-2006. La convergencia la definió hacia la economía estadounidense y hacia el interior de cada región de los países representantes. El autor no encontró evidencia de convergencia incondicional para cualquiera de los países de la OPEP hacia los EE.UU., pero otros hallazgos sugieren bajas tasas de crecimiento por debajo de la media (con referencias regionales) y parecen depender de los precios del petróleo.

La convergencia también puede tener un aspecto geográfico e histórico. Bourdin (2013) establece cómo algunos países de Europa presentan crecimiento más rápido en virtud de su ubicación (asimetría este-oeste), su pasado histórico y más largo y sus tipos de inversiones. Las regiones atrasadas que están más distantes del corazón de Europa ven sus desigualdades acentuadas y encuentran dificultades para acelerar su crecimiento y competitividad, lo que hace necesario respuestas en políticas diferenciadas.

Delbianco y Dabús (2020) examinaron la convergencia en América Latina durante el período 1960-2008 por medio de técnicas de cointegración, centrado en la convergencia tanto de la región en relación con los Estados Unidos como a nivel intrarregional con respecto a la Argentina. La evidencia indica falta de convergencia hacia Estados Unidos y a nivel intrarregional. Duncan y Fuentes (2006) por su parte realizaron un estudio de convergencia para las regiones en Chile para el período 1960-2000. Los resultados respaldan la hipótesis de convergencia en el PIB regional per cápita, tanto para el tipo β convergencia como para la convergencia de tipo σ .

En un acercamiento a estudios en países de la OPEP, Ftiti et al. (2016) examinan el grado de interdependencia entre los precios del petróleo y el crecimiento de la actividad económica para cuatro países de la OPEP (Emiratos Árabes Unidos, Kuwait, Arabia Saudita y Venezuela), entre el 2000 y el 2010, mediante el análisis co-espectral evolutivo y el método de cointegración. Los resultados distinguen que los choques en el precio del petróleo causan efectos mayores en el medio plazo (causados por aumentos permanentes de la demanda), en comparación con el corto plazo (eventos transitorios).

Santillán y Venegas (2015) evaluaron el impacto de los precios del petróleo en la tasa de crecimiento del PIB de una muestra de países latinoamericanos exportadores netos de petróleo durante el período 1990-2014. Los resultados empíricos sugieren impacto positivo significativo del peso económico de las exportaciones de petróleo y las fluctuaciones de los precios del crudo sobre la actividad económica. Todos los estudios referenciales parecen indicar un factor coincidente: la dependencia del crecimiento económico de los elevados precios del petróleo. Los señalamientos al respecto han sido diversos, pero la idea como se desprende de Ftiti et al. (2016) es que la permanencia de ese efecto sea determinada mediante la dinámica del mercado y no por eventos exógenos los cuales contribuyen a desequilibrios macroeconómicos.

Los choques petroleros cada vez tienen menos incidencia en la economía de los países de la OPEP. Tanto los países productores como consumidores han sabido adaptarse y están preparados para los choques en el sector petrolero y en concreto en la economía, aunque sí hay ciertos aspectos de los choques que tienen influencia. Esto se debe principalmente a factores de oferta y demanda y menos relevantes los aspectos de otra índole. En la década de los setenta, la economía de los países desarrollados se contrajo junto con la productividad total, mientras tanto la inflación a nivel mundial subió, a causa de los elevados precios del petróleo. Pero estos efectos no se han repetido en los posteriores choques, con naturaleza y magnitud diferente, siendo cada vez menores sobre los precios y los salarios (Blanchard & Gali, 2007).

Por el lado de los países consumidores, Jiménez (2007) estudió los efectos de los shocks de los precios del petróleo en la producción de las principales industrias manufactureras en seis países industrializados. El resultado muestra principalmente una distribución desigual de los efectos de un choque en el precio del petróleo en Francia, Alemania y España, y homogeneidad en el resto de países, comportamiento que parece estar más relacionado con las estructuras industriales manufactureras que con los consumos de petróleo.

Saucedo y González (2019) difieren con los resultados para el caso de México. Este trabajo analiza el papel que tienen los precios del petróleo en las variaciones de la actividad económica sectorial de México en el periodo de enero de 2002 a enero 2018. Utilizando un modelo de Vector Auto Regresivo Estructural (SVAR), encuentran que variaciones de los precios del petróleo afectan positivamente a la rama manufacturera, siendo los sectores más ligados al sector externo los más influenciados ante shocks en los precios del petróleo.

En otro orden de ideas, estudios diversos referentes a países con dotación de recursos naturales han revelado la tesis denominada “la maldición de los recursos naturales”. Este término se empezó a utilizar a raíz de estudios elaborados por Alan Gelb y Richard Auty a finales de los ochenta y principios de los noventa. Estos estudios preliminares sugirieron a los países con abundantes recursos naturales con un rol adverso en el crecimiento económico, situación explicada por diversos factores. En el plano social, se afirma que la riqueza fácil conduce a la pereza, mientras que la economía política ofrece un argumento a favor de las economías ricas en recursos naturales con un comportamiento de búsqueda de rentas extremas orientadas al acaparamiento de los excedentes obtenidos por las dotaciones de recursos naturales (Sachs & Warner, 1995).

Bajo un enfoque estrictamente económico, la literatura argumentaba inicialmente que el crecimiento basado en extracción de recursos naturales puede ser inefectivo, debido a los precios de exportación de estos productos primarios en relación a los precios de los productos manufacturados, que presentan naturaleza decreciente. Otro argumento económico se basa en la concentración de todos los esfuerzos y deja en un plano menor el resto de los sectores de una economía.

En la realidad persisten economías (sobre todo en vías de desarrollo) cuya relación entre dotación de recursos naturales y crecimiento económico es negativa. La razón obedece más al plano político e institucional y no al plano económico. Morales (2011) realizó un estudio en 152 países para el periodo 1962-2000. El indicador de abundancia corresponde al cociente de exportaciones de recursos naturales y el PIB real por trabajador. Los resultados dinámicos muestran la existencia de una relación negativa entre la abundancia de recursos naturales y el crecimiento económico, siendo el mecanismo institucional el que parece explicar este efecto.

3. Metodología y procesamiento de los datos.

La terminología en cuanto a la clasificación de la convergencia sigma (σ) y beta (β) fue utilizada por primera vez por Sala i Martin en el año 1990. Se habla de convergencia sigma cuando la dispersión de la renta real per cápita entre grupos de economías tiende a disminuir a través del tiempo. En el caso de convergencia beta, se refiere a que las economías pobres crecen más rápidamente en comparación con las economías ricas, es decir, si existe una relación inversa entre la tasa de crecimiento de la renta y el nivel inicial de renta entre economías.

En lo referente a los datos, se toma en consideración a Barro (1996), Weil (2006) y Barro y Sala-i-Martin (2009). Estos fueron analizados de manera exploratoria y de esta forma se pueden establecer relaciones, posibles características y tipologías que permitieron identificar formas de actuación de las economías del bloque de la OPEP. En este sentido, todas las variables económicas determinantes del crecimiento están expresadas en una misma unidad monetaria (dólares) y un mismo año base. En caso de presentarse valores perdidos, se establecieron métodos estadísticos para su obtención o mediante el empalme de las series utilizando fuentes alternas de información (Tabla 1).

La especificación de variables relacionadas con el crecimiento económico en modelos de data panel para estudiar la convergencia no es tan fácil como se puede hacer ver. Barro y Sala-i-Martin (2009) estriban en dos problemas esenciales: el primero, las teorías económicas no son precisas al identificar los factores exactos; el segundo, las teorías no son mutuamente excluyentes y es razonable cómo muchos factores lleguen a influir en el crecimiento económico de los países. Generalmente, los investigadores se guían a través de “pruebas” en las variables que podrían ser determinantes del crecimiento. No obstante, en base a la literatura empírica, se puede disponer de algunas variables y para ello los autores justifican su relación e impacto. Para explicar la convergencia, éstas representan variables de control en la regresión.

Tabla 1. Definiciones y fuentes de datos de las variables a utilizar.

Nombre de la variable	Tipo de variable	Definición	Fuente
PIB _{pc}	Variable endógena	Producto interno bruto (PIB) per cápita	Penn World Table (PWT 9.0)
Apertura comercial	Variable exógena - Apertura comercial	Exportaciones más importaciones como proporción del PIB	Elaboración propia en base a los datos de Penn World Table (PWT 9.0)
Capital humano	Variable exógena - Indicador de capital humano.	Tasa de escolaridad secundaria	Penn World Table (PWT 9.0)
Tamaño del gobierno	Variable exógena - Tamaño de gobierno	Gasto público como proporción del PIB	Elaboración propia en base a los datos de Penn World Table (PWT 9.0)
Inversión	Variable exógena - Formación bruta de capital	Formación bruta de capital como proporción del PIB	Elaboración propia en base a los datos de Penn World Table (PWT 9.0)
Inflación	Variable exógena – Tasa de inflación	Tasa de inflación	World Development Indicators (WDI)
Crecimiento de la población	Variable exógena – Tasa de crecimiento de la población	Tasa de crecimiento de la población	Elaboración propia en base a los datos de Penn World Table (PWT 9.0)
Dummy religión	Variable exógena - Variable cultural	Variable Dummy para denotar la religión predominante en los países (1 (musulmán) / 0 (no musulmán))	Elaboración propia

Fuente: Elaboración propia.

• **Apertura comercial.**

El debate sobre la influencia de la apertura comercial sobre el crecimiento económico es antiguo, aunque la discusión sigue latente. La idea subyace en que cambios en la relación de intercambio dependen de condiciones mundiales y a través de ella, se transfiere y se difunde tecnologías y conocimiento de impacto positivo sobre economías abiertas. El beneficio más importante del comercio radica en aumentos en la productividad al permitir intercambiar bienes que producen bienestar por otros bienes que no producen bienestar (Weil, 2006). Al mismo tiempo, no es preciso tener ventajas comparativas para obtener ciertos beneficios del comercio internacional (Krugman, 1980).

• **Capital humano.**

El capital humano representado como elevados niveles educativos, mantiene una relación significativa con el crecimiento. Ésta se evidencia por la tasa de escolaridad secundaria y su ampliación y mejora como indicador depende de la disponibilidad de datos en otros campos educativos. El capital humano mantiene las mismas características del capital físico, esto es, requiere de grandes inversiones de largo plazo, además de ser susceptibles de poseer una productividad, se deprecia y genera un rendimiento, lo que permite influir positivamente sobre el crecimiento de las economías.

- **Tamaño del gobierno.**

Este indicador viene determinado como la ratio entre gasto público y PIB y, en teoría, se espera una relación directa sobre la productividad. En general, es posible creer que a mayor consumo público mayor crecimiento, aunque otro mecanismo puede operar para una relación contraria como el caso de ser representada como garantía a los derechos de propiedad. Otro aspecto a ser considerado es el hecho de cuál es el nivel deseado de consumo del gobierno para representar un impacto positivo y, sobre todo, la calidad del consumo público.

- **Inversión.**

Tanto en los modelos clásicos como en los modelos neoclásicos existen plena concertación en la inversión como el motor fundamental del crecimiento económico. Generalmente viene representada como la ratio de la inversión en relación al PIB y su efecto positivo está bien fundamentado.

- **Inflación.**

La inflación puede tener múltiples representaciones para estudios del crecimiento. Barro y Sala-i-Martin (2009) la toman como variable ficticia a la hora de representar las características históricas coloniales (sobre todo la inflación pasada). Esto podría acercarse a un indicador proxy de calidad institucional o de confianza en la economía. Por otra parte, es una buena aproximación de la calidad de la política fiscal y monetaria de cada país y está relacionada de manera positiva con el déficit fiscal y la existencia de mercados paralelos de divisas (Loayza, Fajnzylber & Calderón, 2004). En el presente estudio, esta variable representa las distorsiones generadas por la falta de confianza o de inestabilidad macroeconómica producto de la mala aplicación de políticas económicas. Como lo describe Weil (2006), la confianza de los agentes económicos es clave en la generación de bienestar a través de la inversión y si el grado de confianza es mayor, es de esperarse que los resultados económicos también lo sean.

- **Crecimiento de la población.**

El crecimiento de la población representa una doble implicación para el crecimiento económico. Por un lado, se incrementan las necesidades de consumo y, por el otro, aumenta la capacidad productiva (Weil, 2006). Sin embargo, puede darse el caso de una afectación negativa si consideramos el modelo malthusiano. Tomás Malthus señalaba mayor bienestar si la relación de la población es menor en virtud de los recursos existentes, por lo tanto, más deprisa crecería la economía. Sin embargo, al crecer la población, la cantidad de recursos disminuiría y la población sería más pobre, lo que limitaría el crecimiento de la población.

- **Variables ficticias.**

En las regresiones se contemplan tres variables ficticias relacionadas con aspectos como la religión predominante, la geografía y el sistema político. La religión se identifica como una variable cultural. Se entiende por cultura los valores y creencias de una sociedad. La idea de que la cultura es predominante en el desempeño económico fue el argumento de Max Weber para explicar cómo la reforma protestante tuvo un papel en el desarrollo del capitalismo occidental (Robinson, 2006; Weil, 2006).

Lo básico de las teorías de orientación geográfica es que el lugar en donde se establece una sociedad determina su tecnología y los incentivos que reciben sus habitantes (Robinson, 2006; Collier, 2010; Weil 2006). En este sentido, Weil (2006) menciona dos posibles mecanismos de transmisión para afectar al crecimiento: el primero, la geografía puede facilitar el comercio internacional (por ejemplo, cercanía al mar); y como segundo mecanismo, la geografía puede influir en las dimensiones del estado, así como el comportamiento del gobierno, los cuales pueden afectar de igual manera el crecimiento.

El factor político debe entenderse como una variable institucional. Las instituciones son las normas y reglas determinantes de los incentivos y limitaciones de los habitantes de una sociedad (Robinson, 2006). Éstas pueden ser económicas o políticas, formales (constituciones, leyes, derechos de propiedad) o informales (costumbres, tradiciones, códigos de conducta). Las instituciones también se definen como las restricciones para estructurar la interacción política, económica y social (North, 1991). Las restricciones económicas formales son asumidas y aplicadas por las instituciones políticas, esto con la finalidad de lograr transparencia y eficiencia en los mercados que conlleve a un entorno de evolución para elevar la productividad. Algunas sociedades se organizan para establecer su sustento a través del “imperio de la ley”, lo que alienta la inversión en maquinaria, en capital humano, en mejores tecnologías y el apoyo a la libertad de mercado.

Con la finalidad de evaluar las ecuaciones de convergencia sigma y beta, de manera preliminar se estableció un primer acercamiento mediante distribución de Kernel y la elaboración de cadena de Markov. Posteriormente, se utilizó la metodología de datos de panel, cuyo objetivo principal es capturar la heterogeneidad no observable entre los países, así como en el tiempo, dado que esta heterogeneidad no se puede detectar ni con estudios de series temporales ni con los de corte transversal. Posteriormente, se procedió a estimar y obtener valores numéricos seleccionando el método de estimación apropiado teniendo en cuenta todas las implicaciones en las propiedades estadísticas de los estimadores, partiendo de una especificación econométrica teniendo en cuenta la teoría de la convergencia económica. Finalmente, se evaluaron las estimaciones obtenidas mediante los postulados por la teoría económica, así como desde el punto de vista estadístico y se analizó, por un lado, si las estimaciones de los parámetros del modelo tienen los signos y magnitudes esperadas y, sobre todo, la validación de la existencia de convergencia/divergencia económica en los países pertenecientes al bloque de la OPEP.

Para este estudio, se consideraron algunos métodos econométricos de estimación, pero los más apropiados son el correspondiente a los efectos fijos de datos de panel y el de método generalizado de los momentos extendido. El modelo de efectos fijos es el que implica menos suposiciones sobre el comportamiento de los residuos y usa los cambios de las variables sobre el tiempo para estimar la asociación entre las variables de control y dependientes. Sin embargo, la prueba de Hausman se estableció como parámetro de decisión. Asimismo, no todos los países formaron parte de la OPEP desde un principio y en virtud de esto, algunos años carecen de ciertos datos y en este caso el conjunto de datos es un “panel no balanceado”, lo que justifica aún más la utilización del método de efectos fijos.

Por su parte, la utilización de paneles dinámicos como el método generalizado de los momentos extendido o de sistema (GMM SYS), combina dos conjuntos de ecuaciones: el primero formado por el sistema de ecuaciones en diferencias del GMM DIF, utilizando como instrumentos los niveles rezagados de la variable autorregresiva y de las variables no exógenas; el segundo conjunto de ecuaciones está formado por un sistema de ecuaciones en niveles, que permite añadir un conjunto de condiciones de momentos en diferencias, al anterior conjunto de condiciones de momentos en niveles.

3.1. Metodología de estimación de la convergencia Sigma (σ).

La convergencia sigma afirma que la dispersión del ingreso per cápita real entre países (o regiones) tiende a disminuir con el tiempo, con lo que se reduce la desigualdad entre ellos. Esta forma de convergencia se verifica mediante la desviación estándar del logaritmo del ingreso per cápita real entre países. Una reducción de la dispersión a lo largo del tiempo conlleva a afirmar la presencia de convergencia sigma. Como medida de dispersión de la renta per cápita, Sala i Martin (2000) toma la varianza de la muestra del logaritmo de la renta:

$$\sigma_t^2 = (1/N) \sum_{i=1}^N [\log(y_{i,t}) - u_t]^2$$

donde:

σ_2 : sigma convergencia

$y_{i,t}$: PIB per cápita del país en el momento t

N: número de países de la muestra

μ_t : promedio de los PIB per cápita de los países en el momento t.

Se observará la existencia de convergencia sigma cuando la varianza inicial está por encima de la de estado estacionario, por lo tanto, debe observarse una caída en el grado de dispersión. El autor también señala que los conceptos de convergencia beta y sigma están relacionados. Si no hay convergencia beta, entonces la varianza del $\log(y_{i,t})$ crece de manera sostenida en el tiempo. Convergencia beta es una condición necesaria, pero no suficiente para la existencia de convergencia sigma.

3.2. Metodología de estimación de la convergencia Beta (β).

La existencia de la convergencia beta implica la existencia de la convergencia sigma, o dicho de otro modo, la convergencia beta es condición necesaria para la existencia de la convergencia sigma. Por lo tanto, una vez identificado la posible existencia de la convergencia sigma, es preciso estudiar la convergencia beta. La necesidad de estudiar la convergencia beta radica en identificar mecanismos bajo los que aquellos países con menor PIB per cápita llegan a alcanzar a los países con mayor PIB per cápita (o al contrario, los países ricos llegan a ser pobres). Este último punto se evidencia a través de la velocidad de convergencia

La velocidad de convergencia se denota por $-\beta = \log(1 - \lambda)$, siendo λ el coeficiente del logaritmo del PIB per cápita. El valor anterior representa la rapidez con la que la economía evoluciona durante la transición hacia el estado estacionario, es decir, en términos porcentuales indica lo que se cubre cada año de la diferencia entre el capital inicial y el capital del estado estacionario. Cuantificar esta velocidad implica partir de una función de producción tipo Cobb-Douglas y se define como el cambio en la tasa de crecimiento cuando el capital aumenta en uno por ciento (Sala i Martin, 2000). Es preciso tener en cuenta dos consideraciones al respecto: primero, a mayor velocidad de convergencia, menor es el espacio de tiempo hacia la transición y, segundo, si se amplía el concepto de capital (como por ejemplo incluyendo capital humano), la velocidad sería menor y mayor el tiempo requerido para la transición (Sala i Martin, 2000).

Como lo establece Sala-i-Martin en su obra “Apuntes de Crecimiento Económico”, la utilización de regresiones múltiples es una manera de condicionar los datos y ofrece una mejor comprobación empírica de la definición de convergencia beta. Es así como al efectuar una regresión con datos de sección cruzada del crecimiento sobre la renta inicial y controlando con un cierto número de variables adicionales, se puede verificar en el conjunto de datos la convergencia beta (Sala i Martin, 2000).

Para la comprobación de la convergencia beta, el método de estimación es por el de variables instrumentales, utilizando como instrumento el valor inicial de la renta per cápita real y su propio valor de la variable rezagada un período, con la finalidad de evitar los problemas de endogeneidad al momento de la estimación. Asimismo, esta última se pondera mediante la matriz de varianzas y covarianzas para corregir la presencia de errores heterocedásticos. La ecuación a estimar mediante una regresión econométrica es la siguiente:

$$\log(y_{i,t}) - \log(y_{i,t-1}) = \alpha + \lambda \log(y_{i,t-1}) + \sum \varphi X_{i,t} + u_t$$

donde:

$y_{i,t}$ es el PIB per cápita de cada país en el período t

$y_{i,t-1}$ es el PIB per cápita de cada país rezagada

$\log(y_{i,t}) - \log(y_{i,t-1})$ es la tasa de crecimiento del PIB per cápita de cada país

α es la constante

λ es el coeficiente del logaritmo de la renta rezagada e indica el parámetro de convergencia

$X_{i,t}$ es el vector de variables determinantes del crecimiento económico de los países (apertura comercial, capital humano, tamaño del gobierno, inversión, inflación, crecimiento de la población, dummy religión, dummy regional, dummy política)

φ es el parámetro o coeficiente que indica el efecto de las variables determinantes del crecimiento de los países

u_t es el término de error aleatorio.

Dicha ecuación es habitual en los estudios de convergencia y representa una aproximación lineal logarítmica del modelo neoclásico de Ramsey, Cass y Koopmans (Barro y Sala-i-Martin, 2009). La hipótesis de convergencia se prueba mediante el análisis de la significancia estadística del parámetro λ , el cual tiene una relación directa con el parámetro de velocidad de convergencia β a través de la relación $-\beta = \log(1 - \lambda)$. Estas metodologías pueden emplearse no solo al grupo total de los países de la OPEP, también puede emplearse a sub grupos de países dentro de la OPEP con características comunes que la definen y así se puede identificar la definición en la literatura como “clubes de convergencia”.

4. Análisis empírico.

La mayoría de los países del bloque de la OPEP tuvieron nacionalizaciones en el pasado. Hoy en día tienen apertura a la inversión extranjera no solo en el área petrolera, sino también en el resto de los sectores de la economía. En efecto, según datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD), para 1980 el stock de inversión extranjera directa en la mayoría de los países de la OPEP, se ubicaban por debajo de 10 puntos porcentuales del PIB. Para el año 2017, reflejan más de 20 puntos en promedio. Arabia Saudita y Emiratos Árabes Unidos reflejan el mayor porcentaje. La atracción de inversión extranjera responde a planteamientos y efectos sobre una economía local: crea difusión de conocimientos a la mano de obra y al mismo tiempo, el capital humano del país receptor determina la cantidad de inversión extranjera que puede atraer (Blomström & Kokko, 2001). Es una relación bidireccional y contribuye al incremento de la productividad y, en consecuencia, al crecimiento económico de las economías. En efecto, para el año 2017 el índice de competitividad global en la mayoría de los países del golfo representantes del cártel se situó en los primeros 52 lugares del ranking [Emiratos Árabes Unidos (17), Qatar (25) Arabia Saudita (30) y Kuwait (52)] (World Economic Forum, 2017).

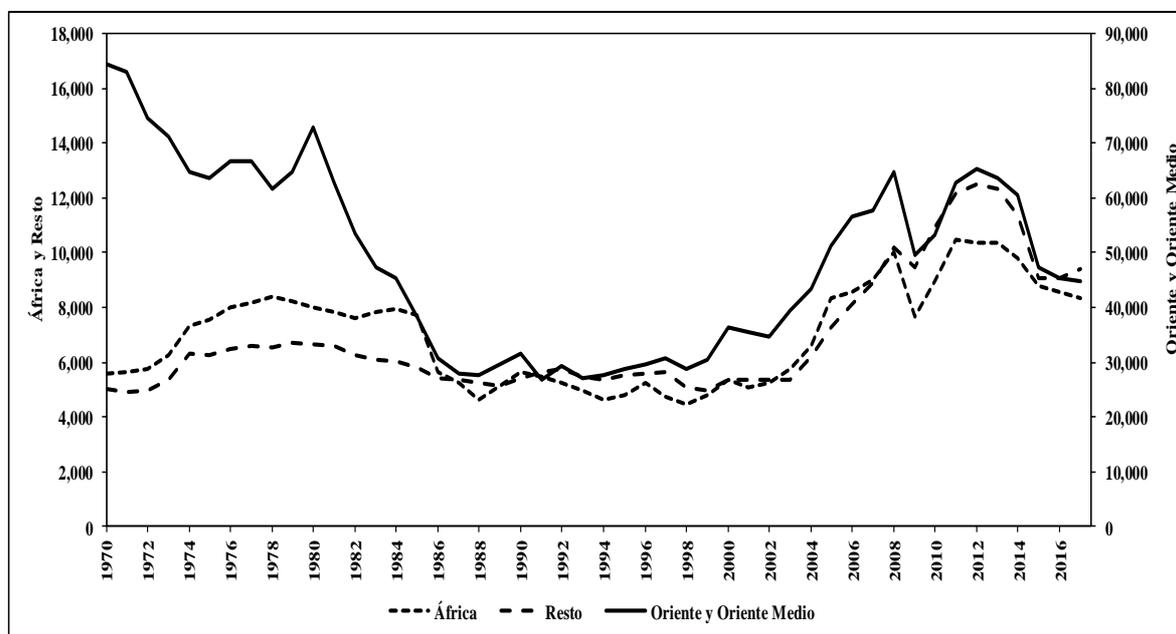
Enfoques alternativos tratan de explicar por qué algunos países exportadores de petróleo se quedan atrás en el desempeño económico. Hjort (2006) argumenta cómo las economías abundantes en petróleo (a su vez intensivo en este recurso de capital), tienen menos incentivos en invertir en capital humano, por lo tanto, los retornos en educación son más bajos. Es posible también en este caso el no aprovechamiento del aprendizaje mediante la práctica en el sector manufacturero.

Otro enfoque explica los efectos de los choques petroleros en la economía de la exportación de petróleo. Las ganancias inesperadas del petróleo actúan como barrera al desarrollo de instituciones eficientes, gobiernos transparentes y responsables (Sala-i-Martin & Subramanian, 2003). Asimismo, las políticas fiscales son menos eficientes en los países con abundantes recursos naturales (Arezki & Van Der Ploeg, 2007). En este sentido, la calidad institucional puede explicar por qué en algunos países

exportadores de petróleo no han tenido un mal desempeño. Los países con mayor desarrollo se beneficiaron de instituciones sólidas mucho antes de la aparición del petróleo, mientras que en los países en desarrollo, las instituciones débiles se vieron muy afectadas y en muchos casos adaptadas a la explotación del petróleo (Smith, 2004; Mehlum et al., 2006).

A continuación, se presentan figuras para tratar de establecer algunas relaciones. La Figura 1 muestra la tendencia del PIB per cápita, en conjunto con las etapas de la OPEP. Como se observa, en la década de los 70 de la etapa de intervención y éxito, el conjunto de países del Oriente Medio mostró una tendencia a la baja, mientras que el resto de los países incrementó el PIB per cápita. Este período estuvo caracterizado por inestabilidad en la región, lo que afectó en términos económicos a los países representantes de esta zona geográfica (guerra árabe-israelí de 1973-1974, la revolución iraní de 1978-1979 y la guerra Irán-Irak 1980-1981). No obstante, las nacionalizaciones también pudieron jugar un papel preponderante, al restar fluidez económica en los países en los que se dieron.

Figura 1. PIB per cápita agrupado por grupo de países y por etapas.



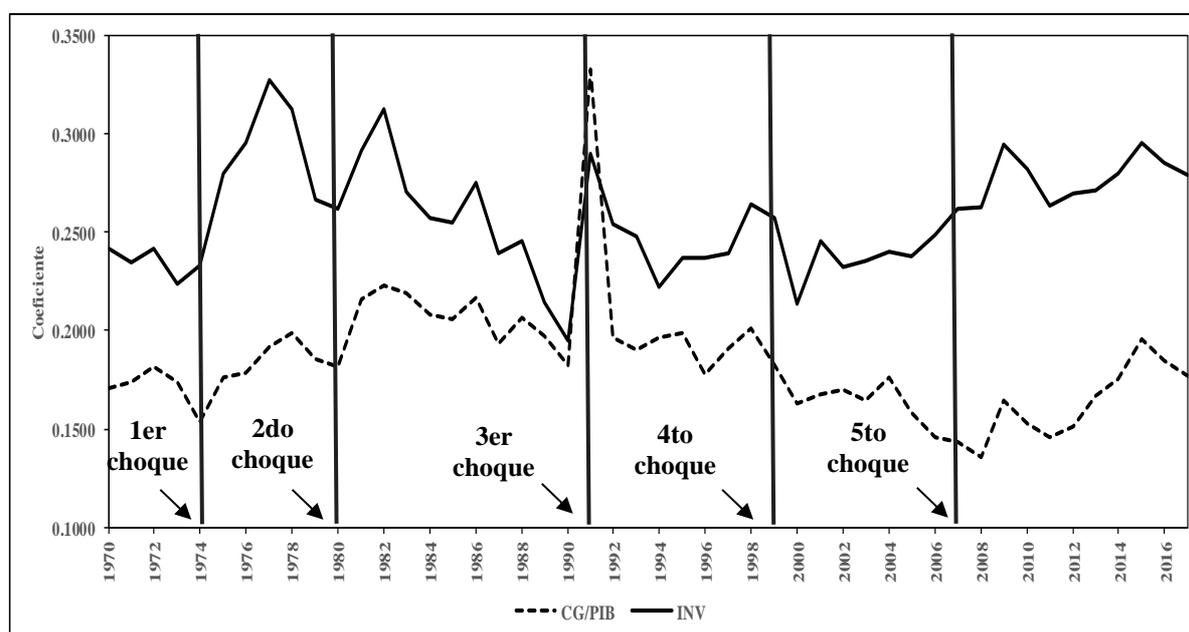
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Penn World Table (2020).

A partir de 1980, se debilita la concertación en el seno de la OPEP y con ello se observa una tendencia similar en el crecimiento económico en los países miembros. La caída en los precios del petróleo en conjunto con el incremento de los bienes manufacturados afectó notablemente los términos de intercambio y de igual manera el crecimiento económico. A partir de 1985, el PIB per cápita reflejó un comportamiento equivalente para todos los grupos de países. El abandono de la fijación de precios y la adopción del control de la producción estandarizó los efectos sobre el crecimiento económico.

Con el resurgimiento de la concertación en 1998, la situación económica mejora, después de un periodo de relativa estabilidad en los precios del petróleo. En 1999 los precios del petróleo manifestaron crecimiento sostenido hasta el 2009, año en que se sintieron los efectos de la crisis financiera gestada dos años atrás, afectando igualmente el mercado petrolero y ya venía arrastrando máximos históricos en su cotización. Ese progresivo aumento en los precios del petróleo se vio reflejado en el crecimiento sostenido de la economía de los países de la OPEP. De aquí una probable relación directa entre los precios del petróleo y el crecimiento de las economías de los países basados en este recurso natural.

Otro punto de vista a considerar son las afectaciones de los choques en el precio del petróleo sobre el comportamiento de otros agregados macroeconómicos. La Figura 2 incluye el coeficiente de inversión (INV) y el consumo del gobierno sobre el PIB (CG/PIB). Para el primer y el segundo choque en los precios del petróleo los coeficientes reflejaron un incremento inmediato en los periodos subsiguientes. En el tercer y cuarto choque el comportamiento es contrario, los coeficientes disminuyeron y en el quinto, nuevamente reflejó incremento. El comportamiento expresado a partir del tercer choque puede ser explicado a partir de dos premisas. La primera, los países de la OPEP han tenido desequilibrios macroeconómicos en el pasado producto de los excedentes ingresos petroleros derivados de los elevados precios del petróleo y ahora son más prudentes en el aprovechamiento de los recursos. La segunda, en las últimas décadas, el petróleo se rige aún más a través de las interacciones del mercado, además de la no consideración de permanencia de los choques durante cierto período.

Figura 2. Coeficientes consumo de gobierno e inversión como proporción de la economía.



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Penn World Table (2020).

4.1. Dimensión del PIB per cápita.

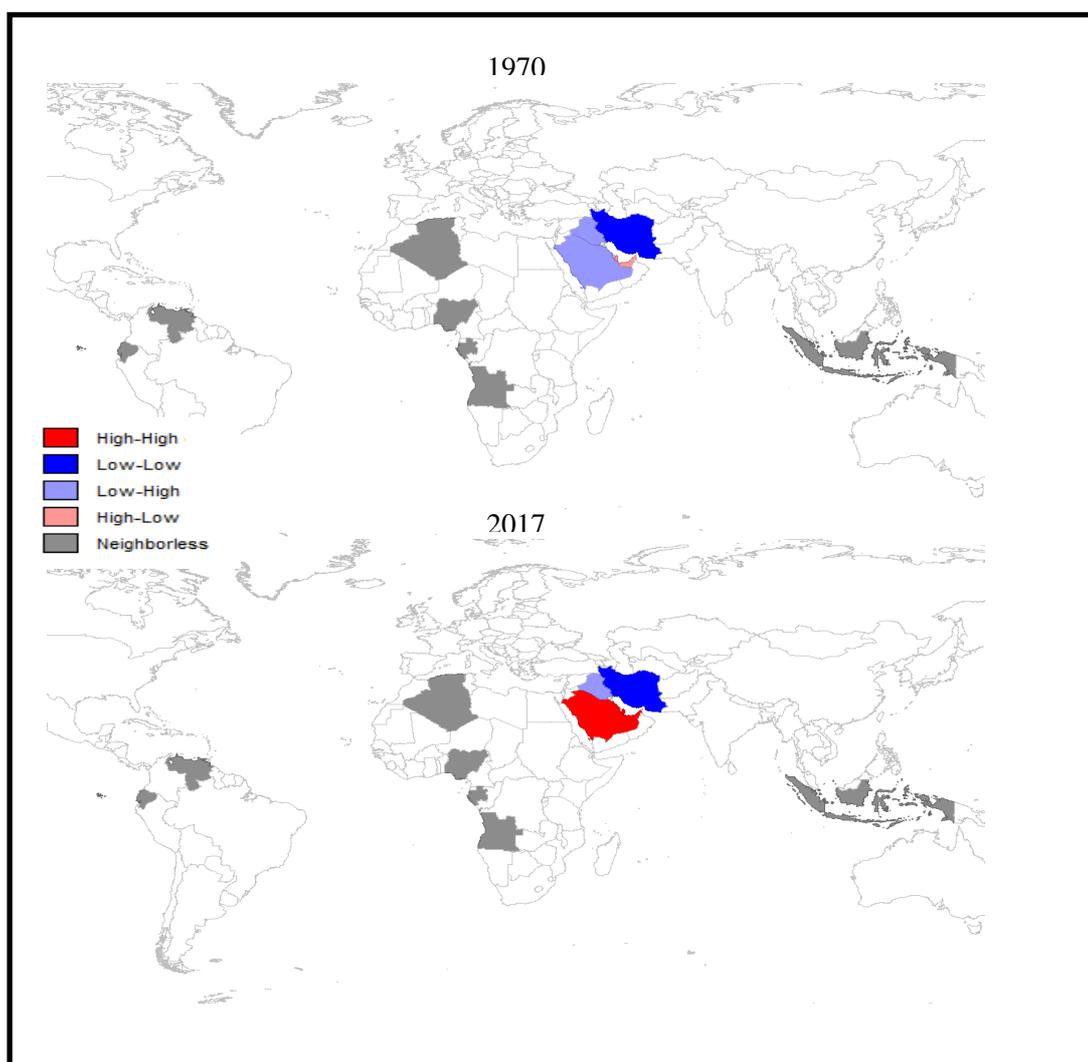
En el análisis empírico, la dimensión geográfica o territorial es imperante para la discusión de hechos económicos. Esto constituye un patrón para la formación y definición de clúster con factores que favorecen la influencia entre los actores participantes. Los clústeres son concentraciones geográficas de empresas e instituciones interconectadas, con actuación en determinado campo. Agrupan una amplia gama de industrias y otras entidades relacionadas para competir (Porter, 1999). Los clústeres incluyen también a organismos gubernamentales y otras instituciones. Éstos se sustentan en relaciones con clientes, tecnología, canales de distribución y otras prácticas comunes a través de las cuales se mantienen con actuaciones conjuntas y similares.

En la Figura 3 se muestra la formación de clústeres tomando en cuenta los países de la OPEP y como variable el PIB per cápita. Para 1970 se observa un clúster definido en la región del Medio Oriente, manteniéndose a través del periodo hasta 2017. En este sentido Kuwait, Qatar, Emiratos Árabes Unidos y Arabia Saudita se han movilizad hacia clústeres de países con rentas per cápita elevadas. Este primer grupo de naciones no solo comparten una región geográfica, también son similares en estructura económica, histórica, institucional, índices de capital humano, inversión y apertura, los cuales han permitido tener mejoría en su desempeño económico. En efecto, en comparación con el resto de los

países del bloque, presentan elevados índices de capital humano y de inversión. Es determinante cómo estos países han mejorado a través de los años en el índice de calidad institucional y se ubican por encima del resto de los países del bloque (Krause, 2014).

El segundo grupo de la región (Irak e Irán) ha permanecido en el mismo clúster, pero con menor nivel de renta per cápita. La razón de ello obedece a que han estado inmersos en guerras tanto internas como externas, con menos apertura, inversión y prolongados gobiernos radicales que han destruido parte de la institucionalidad. A pesar de ello, pertenecen a un mismo tejido productivo en la región lo que genera un canal propio de entendimiento entre sus vecinos.

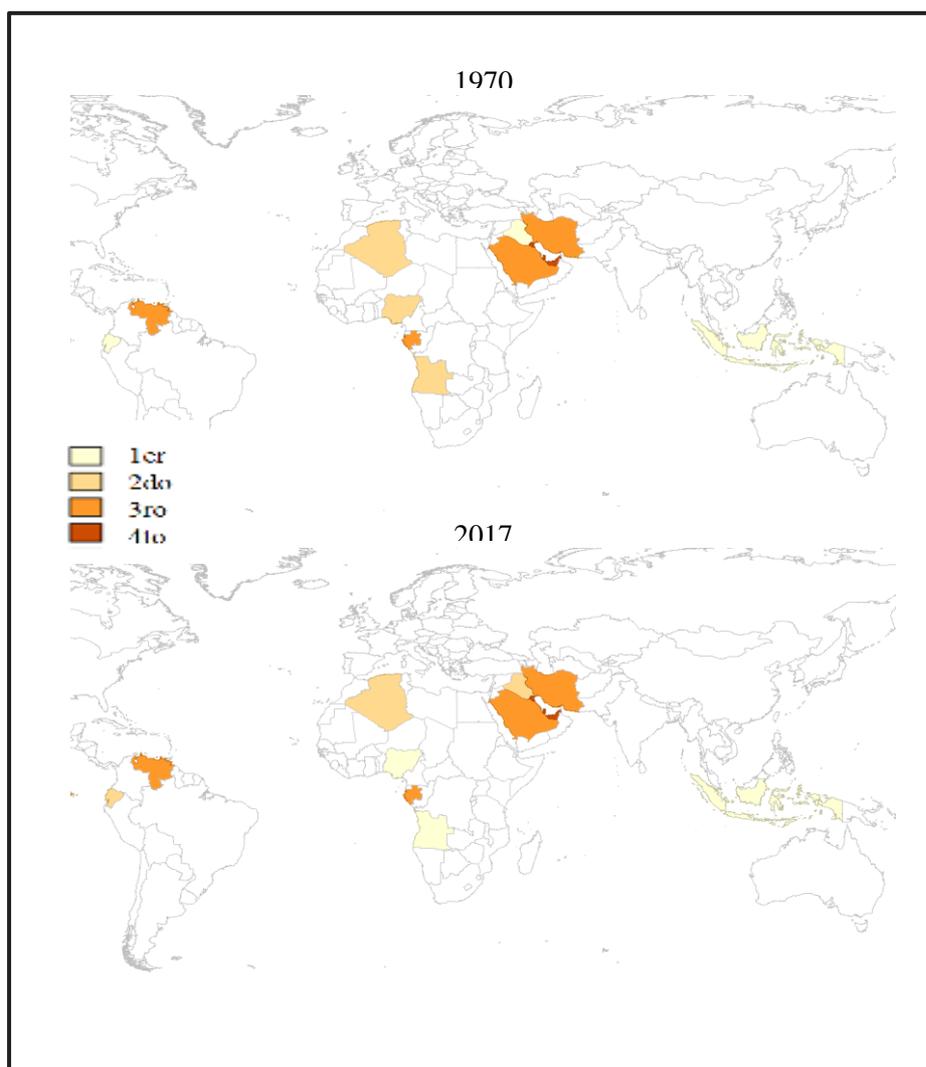
Figura 3. Clúster del PIB per cápita - Años seleccionados.



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Penn World Table (2020).

Si se agrupa por cuartiles (Figura 4), se demuestra cómo el mismo grupo de países del Oriente Medio tiende a permanecer en el mismo cuartil, con notorio cambio de Irak al pasar del primer al segundo cuartil. En las otras regiones como en África dos países pasaron del segundo al primer cuartil y en el Resto, Ecuador también mostro similar cambio. Todo lo anterior no implica ausencia de evolución económica entre todos los países de la OPEP, pero son indicios de posible formación de clubes de convergencia, tendencia que será medido y analizado con mayor detalle más adelante.

Figura 4. Cuartiles del PIB per cápita - Años seleccionados.

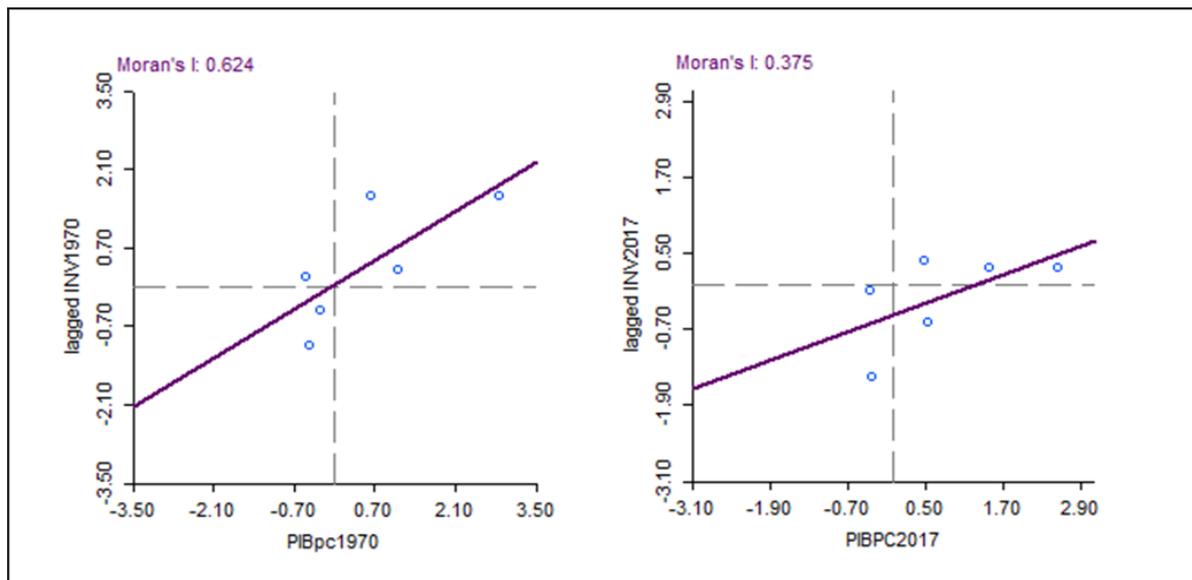


Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Penn World Table (2020).

En la Figura 5 se muestra el gráfico con el índice de Moran para determinar cierto grado de relación espacial tomando en consideración el PIB per cápita y la inversión. Para 1970 el índice de Moran muestra un grado medio de correlación espacial positiva entre estas dos variables, es decir, aquellos países con elevado (bajo) PIB per cápita, se encuentran cercanos con países de elevada (baja) inversión. El razonamiento de este grado de relación puede ser expuesta de dos maneras: primero, se debe a la cercanía geográfica y al derramamiento producto del “buen vecino” y, segundo, al entorno competitivo en donde nadie quiere quedarse atrás. Para 2017, la relación espacial muestra menor intensidad.

Un país “buen vecino” sirve directamente como mercado y como pasillo hacia otros mercados, pero también la existencia de éstos en cuanto su estabilidad política y económica representa un catalizador hacia un mejor desempeño económico de los que los rodean. Dicho de otra manera, los países orientan en parte su economía hacia la maximización del “efecto derrame” o externalidad positiva de sus vecinos (Collier, 2010). El ambiente competitivo puede surgir en parte por lo anterior y requiere de la cooperación conjunta entre el gobierno y el resto de los actores de la economía. Es así como los países aplican políticas y reformas con tal de generar crecimiento sostenido en el largo plazo.

Figura 5. Índice de Morán entre el PIB per cápita y el coeficiente de inversión - Años seleccionados.



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Penn World Table (2020).

4.2. Distribución del PIB per cápita.

La Figura 6 presenta la distribución entre los países de la OPEP del producto per cápita en los años 1970, 1980, 1990, 2000, 2010 y 2017, a través del uso de un kernel gaussiano. El eje horizontal del gráfico indica los valores en logaritmos del PIB per cápita. Para 1970 se muestra una incipiente formación de dos picos: el primero, alrededor de 9 y el segundo, alrededor de 12. Para los años 1980, 1990 y 2000, muestra una dinámica distinta, observándose menos dispersión y en consecuencia mayor concentración hacia un solo pico, cercano al valor de 9.

Para los años 2010 y 2017, el panel gráfico sugiere un desdoblamiento nuevamente en dos picos y mayor disminución de la dispersión, al mismo tiempo, concentración entre valores de 9 y 10, mientras que un pequeño núcleo se ha agrupado alrededor de 11. Esta tendencia da lugar a la consolidación de una moda con un grupo reducido, en la cola superior de la distribución y otra en la cola inferior. Parece indicar cierto grado de polarización entre los países que en años anteriores se concentraban alrededor del promedio, razón para establecer la presencia de dos posibles clubes de convergencia.

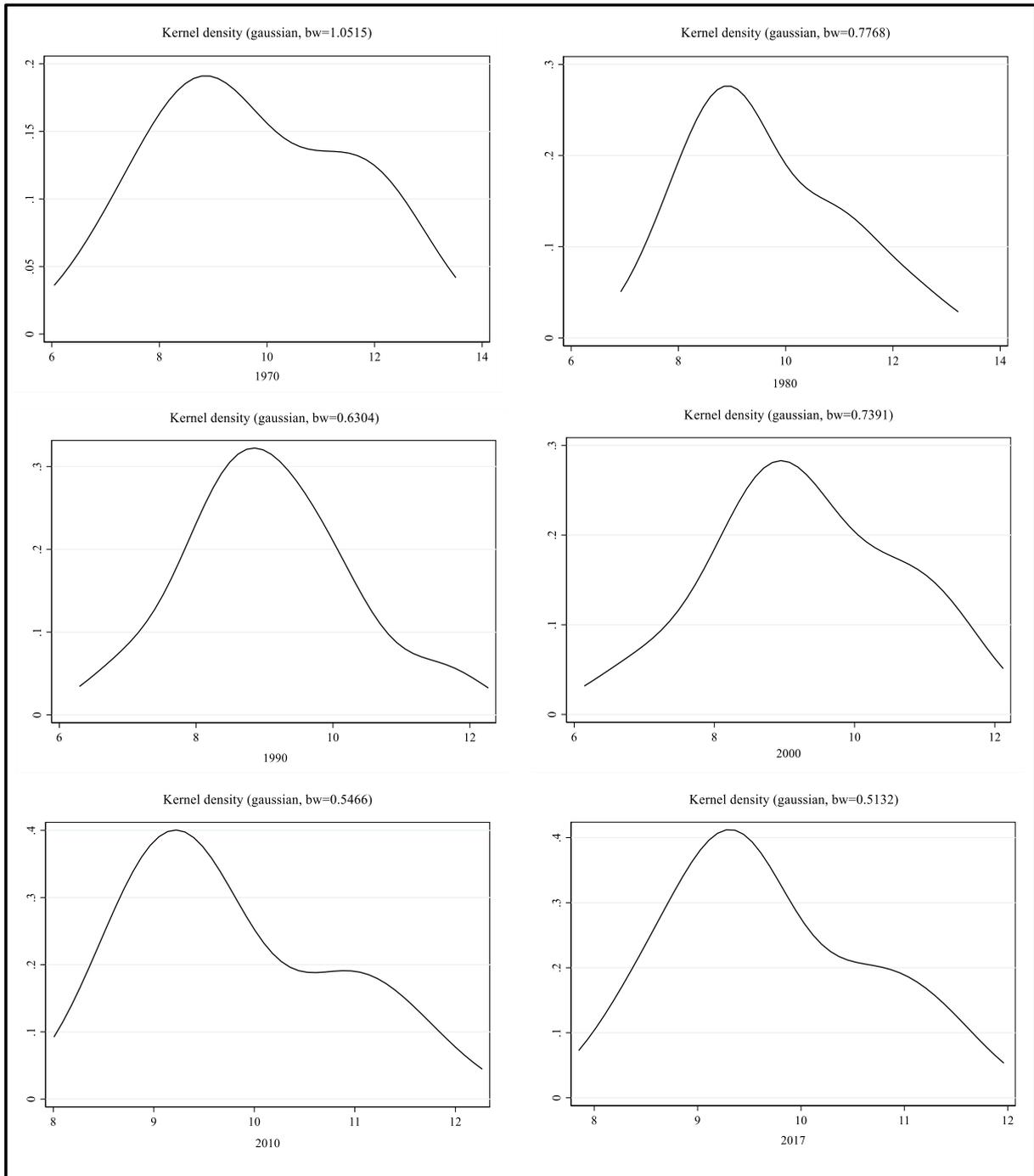
4.3. Dinamismo del PIB per cápita.

La manera como se mide la convergencia ha tenido detractores, siendo uno de los más representativos Danny Quah. La crítica realizada por este autor radica en que los test de convergencia se sustentan en la “Falacia de Galton” de reversión a la media. Esto implica que los países de mayores niveles de producto per cápita tienden a presentar menores tasas de crecimiento, pero un coeficiente negativo en una regresión de sección cruzada en los niveles iniciales de producto, resulta consistente con la ausencia de convergencia a lo largo del tiempo (Quah, 1993). El autor expresa dos principales aspectos relevantes en cuanto a la convergencia. La primera, dada la dependencia de la ecuación básica de la convergencia con su crecimiento pasado, existe la posibilidad teórica de obtener positivos resultados de convergencia en la estructura de las series de tiempo y no como fruto de un proceso real de convergencia económica. La segunda, los estudios empíricos de convergencia reflejan resultados del comportamiento del conjunto de la sección de corte transversal, pero carecen de información acerca de la evolución de la estructura de la distribución de los ingresos entre países (Cuervo, 2004). En respuesta a ello, Sala-i-Martin reconoce la separación entre el concepto de convergencia en condicional y absoluta, siendo la convergencia condicional quien recibe suficiente apoyo empírico.

Quah (1993) propone explorar las distribuciones de sección cruzada del producto por trabajador a lo largo del tiempo. Como es evidente observar una senda de crecimiento en todos los países, para

eliminar posibles movimientos Quah calculó el PIB per cápita de cada país en relación al PIB per cápita mundial. De este modo, un 1 indica un valor igual al promedio mundial, un 2 indica el doble del promedio mundial y así sucesivamente. Los resultados de Quah son concluyentes al demostrar cómo los países pobres mostraron tendencia al empobrecimiento a lo largo del tiempo, mientras los países ricos han continuado enriqueciéndose, evidenciando una amplitud mayor de la brecha entre ricos y pobres.

Figura 6. Densidad del logaritmo del PIB per cápita en países de la OPEP.



Fuente: Elaboración propia.

El problema a generar es saber si las economías con cierto valor en el período inicial son las mismas en el período final y también lo que ocurre en la transición. Quah despejó la duda al desarrollar un modelo probabilístico de transiciones para las distribuciones mediante cadenas de Markov discretas. Esto nos puede proporcionar la idea de distribución de ingresos de países ricos y de países pobres, observándose una tendencia a la desaparición de países de ingresos medios.

Tomando en consideración a Quah, se ha establecido una metodología similar al estimarse la dinámica de la transición en el período de estimación (1970 a 2017) para las distribuciones de PIB per cápita. Referente a este último, se ha tomado el valor relativo de cada país con respecto al del país que representaba para 1970 el mayor valor, siendo éste el de Emiratos Árabes Unidos (EAU), en vez del promedio, como lo planteaba Quah. Esto le da una dinámica mucho más precisa al acercarse a un valor de referencia y no de tendencia central. La Tabla 2 muestra la cadena de Markov de 5 estados y ha sido elaborada ordenando la producción per cápita en los períodos 1970 y 2017. Así se puede evidenciar a partir de la categoría inicial, cuántas llegaron a la categoría final.

De la tabla se desprenden varios elementos a considerar. De los 9 países que en el año 1970 presentaban menos del 5% del PIB de EAU, para el año 2017, el 78% pasaron a tener entre el 5% y el 20% y el restante 22%, a una proporción entre 20% y 40%. Este hecho implica que países muy pobres, mostraron mejoría. El país entre el 5% y 20%, logró mejorar y ubicarse al final del período a tener un PIB per cápita entre 40% y 70%. Igualmente, el país que se ubicaba entre 20% y 40%, logró establecerse en una proporción por encima del 70%. Esto permite deducir cómo los países con menores proporciones de ingresos, tienden en el largo plazo a disminuir sus brechas en relación a los de elevados ingresos.

Tabla 2. PIB per cápita relativo. Cadena de Markov de 5 estados: 1970 y 2017.

	Categorías del PIBpc(y)				
	y<5%	5%<y<20%	20%<y<40%	40%<y<70%	y>70%
y<5% (9)	0.00	0.78	0.22	0.00	0.00
5%<y<20% (1)	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00
20%<y<40% (1)	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
40%<y<70% (1)	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00
y>70% (1)	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Fuente: Elaboración propia.

En el caso de los países que para el año 1970 se ubicaban en la cuarta y quinta categoría, se mantuvieron en la misma proporción, lo que evidencia la persistencia a seguir siendo países con elevados niveles de PIB per cápita.

La Tabla 3 contiene la distribución del PIB per cápita inicial y final, y el cálculo de su distribución en el largo plazo hacia el estado estacionario, da certeza de que los países se ubicarán en las categorías altas. Así como se vio en el apartado anterior, la cadena de Markov refuerza la formación y consolidación de dos grupos de países convergiendo entre sí.

Tabla 3. Distribución del PIB per cápita. Cadena de Markov de 5 estados: 1970 y 2017.

Categorías	Distribución				
	1970	%	2017	%	Largo plazo
y < 5%	9.00	0.68	0.00	0.00	0.00
5% < y < 20%	1.00	0.08	7.00	0.55	0.00
20% < y < 40%	1.00	0.08	2.00	0.15	0.00
40% < y < 70%	1.00	0.08	2.00	0.15	0.70
y > 70%	1.00	0.08	2.00	0.15	0.30

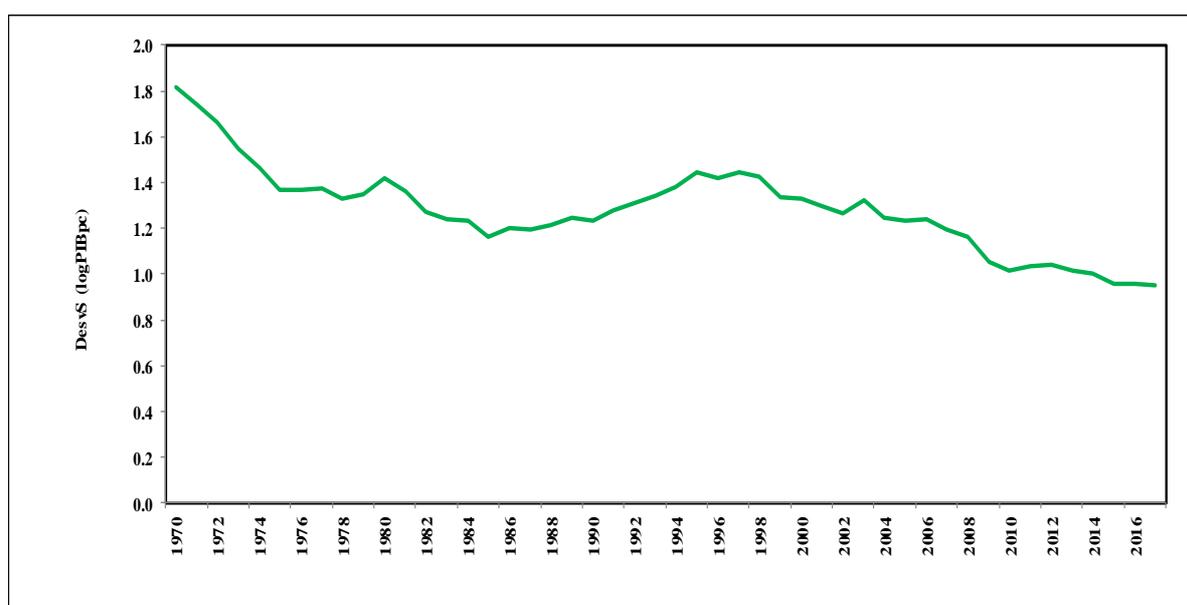
Para el cálculo de las distribuciones en el estado estacionario de largo plazo, se utiliza el Solver de Excel.
Fuente: Elaboración propia.

5. Análisis de la convergencia.

5.1. Convergencia Sigma (σ).

En el análisis de convergencia sigma se examina la evolución y comportamiento de los países. Como se ha mencionado, la convergencia sigma mide la disminución de las diferencias del ingreso per cápita entre distintos países. En la Figura 7 se presenta la dinámica de la dispersión del PIB per cápita. La dispersión del PIB per cápita es mayor hasta el año 1974, a partir de allí, la senda de disminución de la brecha ha caído de manera progresiva, salvo el cambio en la tendencia en el período específico desde 1984 hasta 1994. Los niveles más bajos se observan en los últimos 4 años. La tendencia parece indicar la presencia de convergencia sigma y con ello, poder inferir la existencia de convergencia en los países de la OPEP para el período de estudio. Los resultados sigma deben complementarse con los de convergencia beta, dado que esta última es condición necesaria del comportamiento de la convergencia sigma.

Figura 7. Convergencia Sigma en países de la OPEP: 1970-2017.



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Penn World Table (2020).

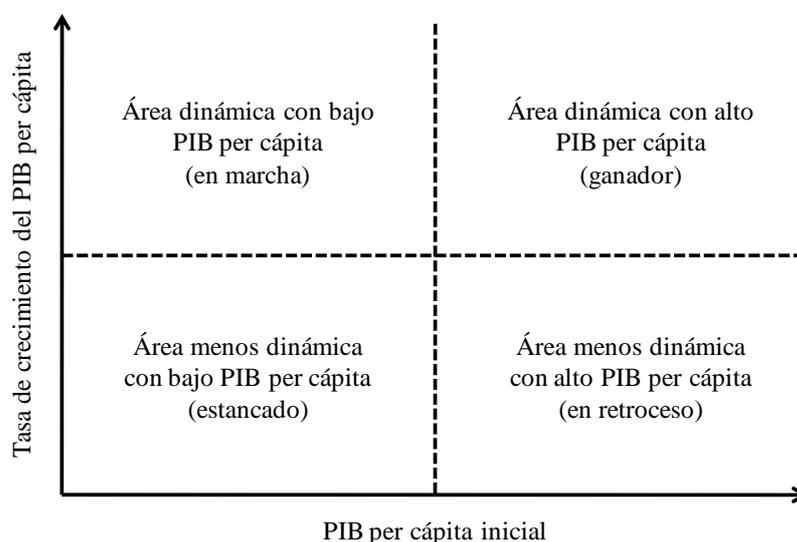
5.2. Convergencia Beta (β) absoluta.

Una vez determinada la convergencia sigma del ingreso per cápita se puede estudiar la dinámica a través de la convergencia beta absoluta. Para ello, se combina en un gráfico de dispersión la tasa de crecimiento del PIB per cápita y el PIB per cápita inicial. Teniendo en cuenta a Silva (2003), se puede clasificar en virtud de la ubicación en las áreas específicas de acuerdo al cruce de los dos ejes cartesianos y se configuran cuatro cuadrantes, con distintas dinámicas de crecimiento para así poder interpretar lo que está pasando en los países de la OPEP. El gráfico permite clasificar según su situación de partida y el desempeño económico que han tenido en relación al conjunto durante el periodo considerado (Figura 8).

En el cuadrante superior derecho, se encuentran los países con posición ventajosa al partir con elevado nivel de PIB per cápita y han experimentado un crecimiento mayor al resto, considerados como “ganadores”, en virtud de ampliar su ventaja. En el cuadrante inferior derecho, se sitúan los países con ventaja pero que posteriormente han presentado un crecimiento inferior o lento, considerado como países en “retroceso”. En el cuadrante inferior izquierdo están los países, iniciando el periodo en unas condiciones no ventajosas, han crecido más despacio en relación a la media, los cuales se consideran como “perdedores”. Finalmente, en el cuadrante superior izquierdo, se encuentran los que han partido en desventaja, pero se han recuperado al crecer de una manera más acelerada con respecto al promedio, considerados en “marcha”.

La existencia de convergencia beta implica que los países con PIB per cápita más bajo crecen más rápido en comparación con los de ingreso per cápita alto, observándose una aproximación de los primeros hacia los segundos, por lo tanto, es de esperarse que la mayoría de los países se distribuyan entre los cuadrantes superior izquierdo e inferior derecho, haciendo que la pendiente lineal de las variables fuese negativa.

Figura 8. Tipología de la evolución económica de los países.

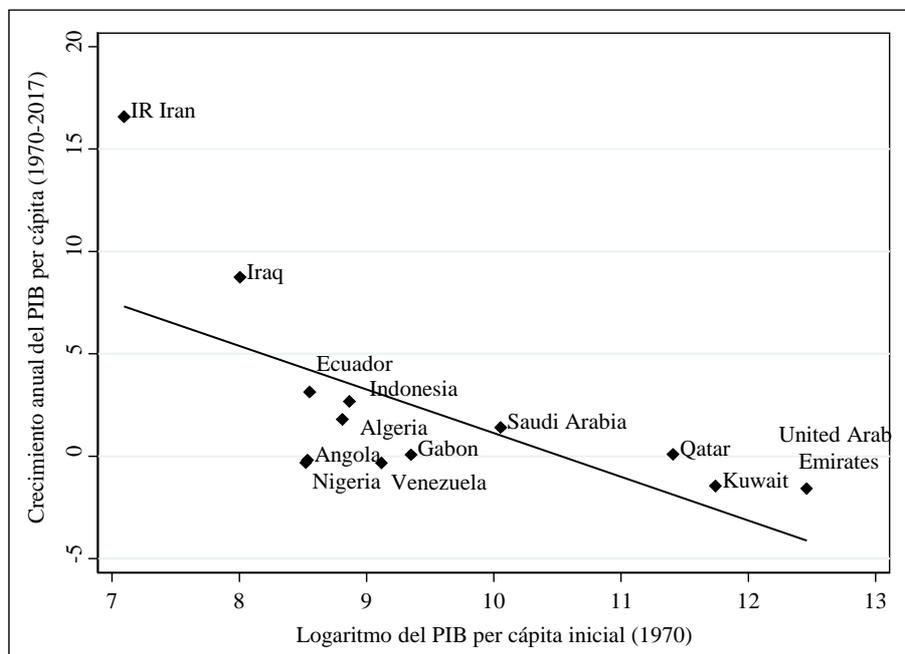


Fuente: Elaboración propia a partir de la propuesta de Silva (2003).

De manera gráfica para el período 1970-2017 (Figura 9) se observa una relación negativa inversa entre el crecimiento del ingreso y el ingreso inicial. La mayor parte de los países se concentran en los sectores menos dinámicos (inferior izquierdo y derecho) siendo el más representativo en número de países el sector “estancado”, con aproximadamente 8 países. Silva (2003) argumenta que en estos sectores se ubican generalmente los altamente dependientes de actividades primarias en decadencia como es el caso de la agricultura tradicional o de algún tipo de explotación de algún recurso de baja productividad, y en el caso de estudio, la explotación petrolera puede representar este argumento.

También puede observarse cómo los países ubicados geográficamente en el Oriente Medio tienden a ubicarse en un mismo cuadrante, en el de “retroceso”.

Figura 9. Convergencia β absoluta: 1970-2017.



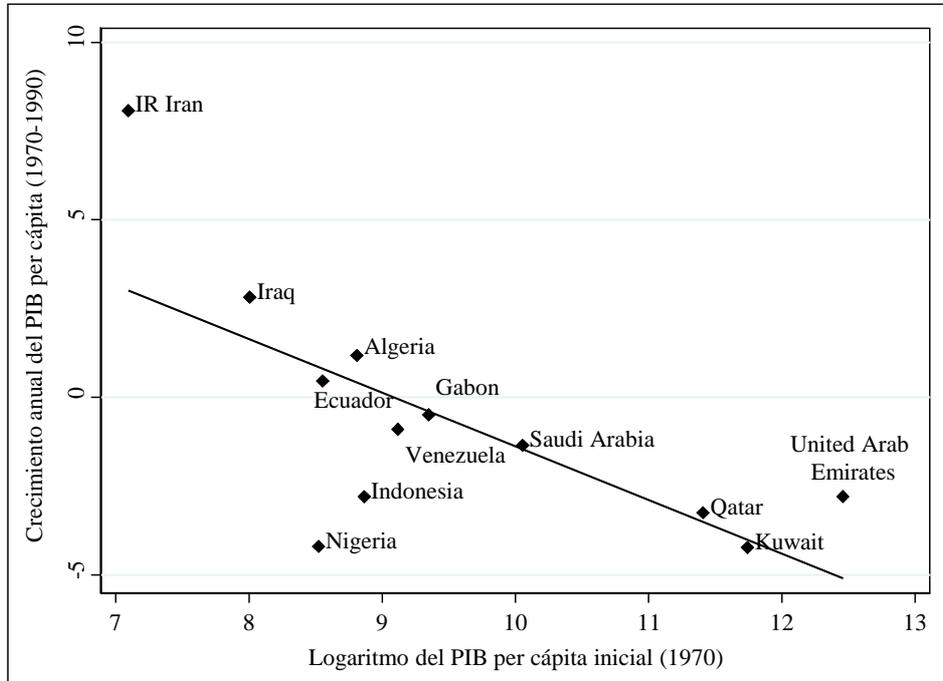
Fuente: Elaboración propia.

Para los subperíodos 1970-1990 y 1990-2017 (Figuras 10 y 11), también reflejan pendiente negativa. Estos resultados implican la presencia de convergencia absoluta entre los países de la OPEP. Es preciso acotar algunas observaciones para estos subperíodos. En el período 1970-1990, la línea recta muestra una mayor pendiente en comparación con el período 1990-2017, lo que es indicio de una mayor convergencia de ajuste de los datos (más adelante se profundizará esta afirmación con elementos como la velocidad de convergencia y el tiempo promedio de ajuste). Se evidencia en los países una transición hacia zonas de mayor dinamismo (tramos superiores), a excepción de Emiratos Árabes Unidos con persistencia en la zona de retroceso. Nigeria, Indonesia y Ecuador empiezan a mostrar una marcha dinámica, mientras que la mayor parte de los países del Oriente Medio (Qatar, Kuwait y Arabia Saudita) se ubican en el área de los ganadores. Esta dinámica explica cómo en 1970 Qatar poseía el tercer mayor PIB per cápita dentro del grupo y en el 2017 pasa al primer lugar, mientras que los Emiratos Árabes Unidos pasó del primero al segundo lugar, observándose un incremento en el primero y una caída en el segundo. En cambio, Iraq e Irán han conservado relativamente su dinamismo, junto con la persistencia al estancamiento de Algeria, Venezuela y Gabón. Estos resultados representan la conformación de clubes de convergencia o polarización entre países del grupo que conforman la OPEP, como se indicó previamente en el apartado anterior.

Para el caso de la convergencia β absoluta utilizando regresiones, se ha efectuado con el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), efectos fijos y efectos aleatorios, tanto en datos por quinquenio como por datos panel en periodicidad anual (Tabla 4). El uso de agregados quinquenales es la manera de verificar que los efectos encontrados no sean el resultado de dinámicas cíclicas de corto plazo, pero, por otra parte, tienen la desventaja de perder información relevante para el estudio. Para datos por quinquenio, el resultado con MCO muestra evidencia a favor de la convergencia β absoluta en los países de la OPEP, dado el coeficiente negativo y significativo (-0.0732). Este resultado sugiere cómo un cambio del 1% en el nivel inicial del PIB per cápita implica una convergencia de 7.32%. La

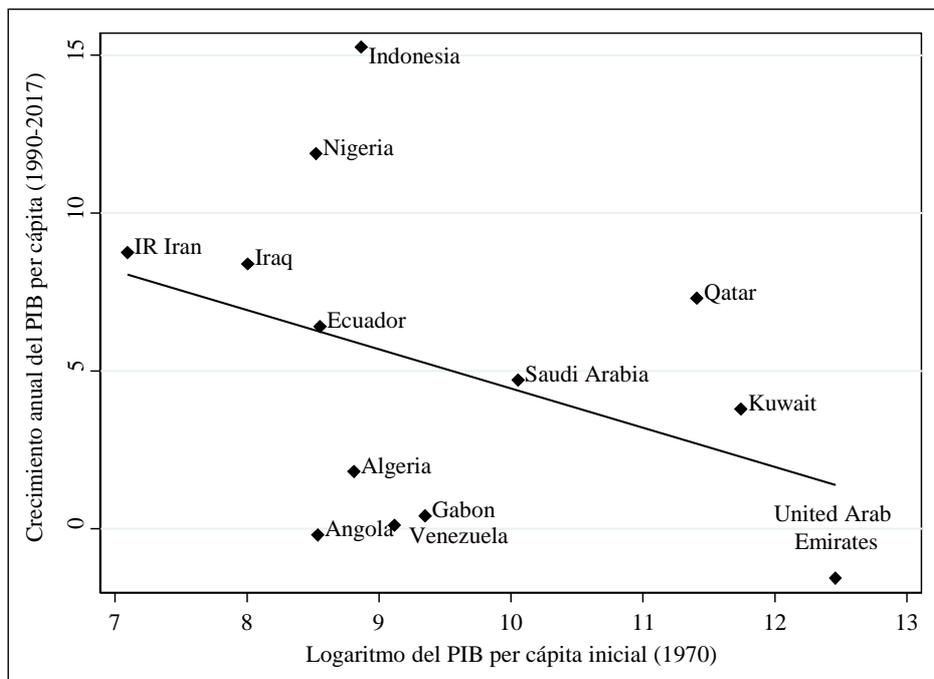
estimación con datos anuales tiene un coeficiente de -0.0172 , lo que evidencia que un cambio del 1% en el nivel inicial del PIB per cápita, la convergencia se establece en 1.72%.

Figura 10. Convergencia β absoluta: 1970-1990.



Fuente: Elaboración propia.

Figura 11. Convergencia β absoluta: 1990-2017.



Fuente: Elaboración propia.

Para el caso de la estimación aplicando efectos fijos con datos quinquenales, la regresión no fue significativa, y empleando datos anuales, el coeficiente se ubica en -0.0430. Al utilizar efectos aleatorios, se revelan coeficientes de -0.0750 y -0.0172, respectivamente. En las regresiones con datos anuales el nivel de significancia en los coeficientes es del 1%. Los coeficientes en las estimaciones por quinquenio son mayores en comparación con las de datos anuales. El valor del R^2 en la estimación por quinquenio indica menor variabilidad de los datos y es más fácil el ajuste del modelo. Como resultado, todas las estimaciones conllevan a una convergencia β absoluta.

Tabla 4. Regresiones de convergencia (β) absoluta. Panel por quinquenio y anual (1970-2017).

Variable dependiente: Tasa de crecimiento del PIB per cápita												
Variable	Panel quinquenio						Panel total					
	MCO		Efectos fijos		Efectos aleatorios		MCO		Efectos fijos	Efectos aleatorios		
log(PIBpc)	-0.0732	**	-0.0930		-0.0750	***	-0.0172	***	-0.0430	***	-0.0172	***
	(-2.57)		(-1.32)		(-2.98)		(-3.16)		(-3.91)		(-4.19)	
Constante	-0.5693	**	-0.3819		-0.5504	**	0.1686	***	0.4129	***	0.1686	***
	(-2.02)		(-0.57)		(-2.16)		(3.18)		(3.97)		(4.15)	
N	120		120		120		549		549		549	
R ²	0.05						0.02					
Within			0.01		0.01				0.01		0.01	
Between			0.28		0.28				0.42		0.42	
Overall			0.05		0.05				0.02		0.02	

Nota: resultados con errores robustos, estadísticos t figuran entre paréntesis. *** Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 10%.

Fuente: Elaboración propia.

5.3. Convergencia Beta (β) condicional con datos quinquenales.

Como una primera aproximación al estudio de la convergencia beta condicional, se trabaja con períodos para los 13 países que conforman la OPEP durante el período 1970-2017. Se toma como PIB per cápita inicial el valor del primer año de cada quinquenio. El resto de las variables son los respectivos promedios de cada quinquenio. Cuando hay un quinquenio incompleto, el PIB inicial es el primer año disponible y el promedio corresponde al de los datos disponibles. Las variables dummy se establecen en virtud de la condición preponderante mayor en cada periodo.

La Tabla 5 contiene cuatro estimaciones con datos quinquenales aplicando efectos aleatorios, en virtud de los resultados de la prueba de Hausman (Apéndice 1); asimismo, se incluyen los resultados utilizando el estimador pooled en la Tabla 6, considerando el test de Breusch Pagan. Como se observa, el coeficiente del PIB per cápita inicial revela signo negativo significativo, lo que es evidencia de convergencia condicionada a las variables de control del estado estacionario. El término de convergencia es robusto a la inclusión y exclusión de variables, aumentando a medida que se controla por un mayor número de variables. La estimación 1 tiene asociada una velocidad de convergencia de 8.9% y en la estimación 4 alcanza el valor de 8.6%. A medida que se condiciona el estado estacionario, la velocidad para llegar a ella es menor.

Solamente dos variables de control son robustas a la hora de explicar la convergencia condicional: la inversión en capital humano y el crecimiento de la población. En el caso del primero, de forma positiva como era de esperarse y en caso del segundo, de manera negativa. ¿Qué puede explicar este signo negativo en el crecimiento de la población? La razón principal de este resultado probablemente radica en que el crecimiento de la población no activa sea mayor a la de la población activa. Otra vertiente se basa en un mayor crecimiento de la población con respecto al de la economía.

Tabla 5. Regresiones de convergencia (β) condicional. Panel por quinquenio (1970-2017).

Variable dependiente: Tasa de crecimiento del PIB per cápita								
Variable	Estimador de Efectos Aleatorios							
	1		2		3		4	
log(PIBpc)	-0.1062	***	-0.1069	***	-0.1094	***	-0.1113	***
	(-3.63)		(-3.91)		(-3.84)		(-3.34)	
Inversión	-0.1825		-0.1769		-0.1937		-0.2328	*
	(-1.60)		(-1.52)		(-1.42)		(-1.85)	
Crecimiento de la población	-0.7510	**	-0.8429	**	-0.8313	**	-0.8929	**
	(-2.14)		(-2.09)		(-2.00)		(-2.10)	
Dummy política	0.1121		0.1150		0.1188		0.1255	
	(0.96)		(0.99)		(1.02)		(1.10)	
Capital humano	0.6653	***	0.6612	***	0.6777	***	0.6363	***
	(4.38)		(4.43)		(4.00)		(4.06)	
Tamaño del gobierno			-0.0466		-0.0452		-0.0623	
			(-0.67)		(-0.62)		(-0.86)	
Apertura comercial					-0.0185		-0.0262	
					(-0.31)		(-0.39)	
Inflación							-0.0232	
							(-0.84)	
Constante	-0.3816		-0.4509		-0.4367		-0.3286	
	(-1.52)		(-1.46)		(-1.36)		(-0.76)	
Velocidad de convergencia (β)	10.1%		10.2%		10.4%		10.6%	
Prob>Chi ²	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	
N	120		120		120		117	
R ²								
Within	0.26		0.26		0.27		0.28	
Between	0.22		0.22		0.21		0.16	
Overall	0.25		0.25		0.25		0.25	

Nota: resultados con errores robustos, estadísticos t figuran entre paréntesis. *** Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 10%.

Fuente: Elaboración propia.

En la ecuación 4, la inversión en capital parece indicar algún grado de relación negativa con el crecimiento. Es probable que la inversión de los países de la OPEP contenga un elevado componente de inversión pública. En este sentido, Devarajan y Zou (1994) pueden ofrecer una posible explicación a esta pregunta. Los autores observaron que los efectos negativos de la inversión pública en el crecimiento económico se contrastan dependiendo de la forma como se financie dicho gasto y de la estructura del sistema financiero. Asimismo, Reinhart y Rogoff (2010) ofrecen la idea de un elevado endeudamiento público (en razón del PIB) asociado a un bajo crecimiento. Sin embargo, esta variable adolece de robustez una vez que se incluyen otras variables de control.

Tabla 6. Regresiones de convergencia (β) condicional. Panel por quinquenio (1970-2017).

Variable dependiente: Tasa de crecimiento del PIB per cápita								
Variable	Estimador Pooled							
	1		2		3		4	
log(PIBpc)	-0.0932	***	-0.0947	***	-0.0934	***	-0.0902	**
	(-3.71)		(-3.82)		(-3.58)		(-2.79)	
Inversión	-0.1284		-0.1304		-0.1352		-0.1538	
	(-1.24)		(-1.29)		(-1.21)		(-1.50)	
Crecimiento de la población	-0.6974	**	-0.7944	*	-0.7874	*	-0.8595	**
	(-2.18)		(-2.14)		(-2.10)		(-2.30)	
Dummy política	0.0616		0.0624		0.0635		0.0709	
	(0.54)		(0.54)		(0.55)		(0.62)	
Capital humano	0.6696	***	0.6703	***	0.6776	***	0.6392	***
	(4.38)		(4.51)		(4.08)		(4.18)	
Tamaño del gobierno			-0.0419		-0.0412		-0.0534	
			(-0.92)		(-0.89)		(-1.31)	
Apertura comercial					-0.0099		-0.0125	
					(-0.19)		(-0.24)	
Inflación							-0.0174	
							(-0.52)	
Constante	-0.5655	**	-0.6129	**	-0.6336	**	-0.5957	
	(-2.70)		(-2.62)		(-2.49)		(-1.58)	
Velocidad de convergencia (β)	8.9%		9.0%		8.9%		8.6%	
Prob>F	0.0028		0.0003		0.0001		0.0000	
N	120		120		120		117	
R ²	0.2510		0.2540		0.2542		0.2567	

Nota: resultados con errores robustos, estadísticos t figuran entre paréntesis. *** Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 10%.

Fuente: Elaboración propia.

Convergencia beta (β) condicional con datos anuales.

La utilización de datos quinquenales da cabida a la pérdida de información. Al utilizar datos anuales se espera que los resultados no disten mucho de los ya presentados. La metodología utilizada es el Estimador con Errores Estándar Corregidos (PCSE), en virtud de la presencia de heterocedasticidad, autocorrelación y correlación contemporánea (Apéndice 2). Con estos problemas, la estimación con efectos fijos o aleatorios son consistentes, pero ineficientes con errores estándar equivocados.

La Tabla 7 presenta la salida de tres estimaciones realizadas y las pruebas de validación se muestran en el Apéndice 2. Al igual a los resultados por quinquenio, refleja convergencia de manera robusta sin muchas variaciones en el coeficiente, fluctuando entre 4.8% y 5.7%. Con estos resultados, la velocidad de convergencia se establece entre 4.7% y 5.6%, considerado como elevada velocidad, lo que se traduce en que los países cubren la mitad de la diferencia entre su nivel de ingreso inicial y del estado estacionario entre 12 y 15 años, toda esta afirmación es válida si se controla por las variables determinantes del crecimiento. Barro y Sala-i-Martin (2009) con ayuda de la evidencia empírica concluyen que la convergencia condicional se produce a una velocidad promedio del 2% anual y

sugieren utilizarla como regla general. Aunque tiene detractores, no se puede descartar como punto de referencia.

Persiste igualmente la relación negativa de la inversión con el crecimiento económico, aunque en menor medida. Asimismo, el capital humano es significativo con menor impacto positivo sobre el crecimiento y el tamaño del gobierno adquiere relevancia reflejando relación negativa. Al igual que en las regresiones por quinquenio, el sistema político no parece tener relación alguna con el crecimiento.

Tabla 7. Regresiones de convergencia (β) condicional. Panel anual (1970-2017).

Variable dependiente: Tasa de crecimiento del PIB per cápita						
Variable	Estimador de Errores Estándar Corregidos para Panel					
	1		2		3	
log(PIBpc)	-0.0491	***	-0.0481	***	-0.0573	***
	(-4.56)		(-4.35)		(-6.76)	
Inversión	-0.0917	***	-0.0935	***	-0.0850	***
	(-5.90)		(-5.61)		(-6.02)	
Crecimiento de la población	-0.4204		-0.4079		0.1929	
	(-0.98)		(-0.95)		(0.56)	
Capital humano	0.1572	**	0.1518	**	0.1435	***
	(2.32)		(2.26)		(3.16)	
Tamaño del gobierno	-0.0555	***	-0.0564	***	-0.0575	***
	(-4.40)		(-4.34)		(-4.12)	
Apertura comercial	-0.0003		-0.0009		0.0035	
	(-0.04)		(-0.10)		(0.46)	
Dummy política			0.0123		0.0237	
			(0.65)		(1.61)	
Inflación					-0.0134	**
					(-2.12)	
Constante	0.3801	***	0.3699	***	0.4583	***
	(5.31)		(4.99)		(6.52)	
Velocidad de convergencia (β)	4.8%		4.7%		5.6%	
Tiempo de ajuste (años)	14		15		12	
Prob>Chi ²	0.0000		0.0000		0.0000	
N	549		549		509	
R ²	0.1073		0.108		0.1113	

Nota: resultados con errores robustos, estadísticos t figuran entre paréntesis. *** Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 10%.

Fuente: Elaboración propia.

5.4. Otras estimaciones.

Otras estimaciones realizadas por período y por grupo de países pueden añadir algunos elementos de análisis. La idea es tratar de identificar variantes por períodos y posibles conformaciones de clubes de convergencia mediante la agrupación por países. Nuevamente, las estimaciones son realizadas por la metodología PCSE en virtud de la presencia de heterocedasticidad, autocorrelación y correlación contemporánea (apéndice 3). Dos estimaciones por subperíodo se presentan en la Tabla 8, una entre

1970 y 1989 y otra entre 1990 y 2017. En los resultados se encuentra evidencia de convergencia condicional y destaca una mayor velocidad de convergencia y menor tiempo de ajuste (de 24 años a 12 años), cuando se incluyen variables determinantes del crecimiento. El coeficiente de convergencia y la variable inversión presentan robustez y son más determinantes con la inclusión de variables.

Asimismo, en la tabla también se muestran dos regresiones por grupo de países. El primer grupo representado por países cuya ubicación está fuera de la zona del Medio Oriente y el resto pertenecientes a esa zona. De estos dos grupos, los pertenecientes al Medio Oriente tienen mayor velocidad de convergencia (8.7%) y, en consecuencia, menor tiempo de ajuste (8 años en promedio). Igualmente, en los países del Medio Oriente resaltan la robustez de las variables inversión en capital físico y en capital humano, además del mayor grado de significancia. Por otra parte, para el período 1990-2017 y en el grupo de países del Medio Oriente resalta el tamaño del gobierno como variable determinante y la falta de significancia estadística de la apertura comercial en el grupo de países del Medio Oriente.

Tabla 8. Regresiones de convergencia (β) condicional por período y por países. Panel anual (1970-2017).

Variable dependiente: Tasa de crecimiento del PIB per cápita						
Variable	Estimador de Errores Estándar Corregidos para Panel					
	Período		Grupo de países			
	1970-1989	1990-2017	No medio oriente		Medio oriente	
log(PIBpc)	-0,0296 ** (-2.49)	-0,0605 *** (-6.03)	-0,0615 *** (-3.23)		-0,0908 *** (-7.47)	
Inversión	-0,0483 * (-1.81)	-0,1185 *** (-5.72)	-0,1019 *** (-3.12)		-0,1678 *** (-5.04)	
Capital humano		0,1550 *** (3.13)	0,1312 * (1.85)		0,4017 *** (4.86)	
Tamaño del gobierno		-0,0691 *** (-3.32)			-0,1325 *** (-5.52)	
Apertura comercial		0,0265 ** (2.13)			0,0020 (0.11)	
Crecimiento de la población		-0,1295 (-0.34)				
Dummy politica		0,0051 (0.38)				
Inflación		-0,0096 (-1.34)				
Constante	0,3053 ** (2.35)	0,5267 *** (6.92)	0,6078 *** (3.88)		0,5203 *** (5.33)	
Velocidad de convergencia (β)	2,9%	5,9%	6,0%		8,7%	
Tiempo de ajuste (años)	24	12	12		8	
Prob>Chi ²	0,0358	0,0000	0,0008		0,0000	
N	219	304	267		282	
R ²	0,0474	0,1355	0,0616		0,2205	

Nota: resultados con errores robustos, estadísticos t figuran entre paréntesis. *** Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 10%.

Fuente: Elaboración propia.

5.5. Convergencia beta (β) condicional con panel dinámico.

Los modelos dinámicos han sido desarrollados con la finalidad de incorporar en la estimación las relaciones de causalidad que se generan en el interior del modelo, como una forma de tratar los problemas de endogeneidad (Labra & Torrecillas, 2014). La posible endogeneidad puede ser tratada habitualmente a través de variables instrumentales expresadas como retardos de la variable endógena.

En cada unidad del panel en el tiempo, la variable dependiente depende de sí misma con uno o varios retardos y de un conjunto de variables independientes que están en la misma matriz de variables exógenas, así como cada individuo tiene un carácter idiosincrático no estocástico, unos errores idiosincráticos y otros normales. Aplicar efectos fijos o aleatorios provoca errores estándar inconsistentes de las estimaciones debido a que el efecto idiosincrático no estocástico está correlacionado con los retardos de la variable dependiente (Montero, 2010).

Debido a lo anterior, se implementan paneles dinámicos y así se corrobora con mayor precisión relaciones entre las variables seleccionadas, considerando en este caso la endogeneidad. Se ha seleccionado el estimador GMM sistemático (denominado GMM SYS), propuesto inicialmente por Arellano y Bover (1995) y posteriormente por Blundell y Bond (1998). Este estimador utiliza el supuesto de que las primeras diferencias de las variables instrumentales están no correlacionadas con los efectos fijos, por lo tanto, se obtiene información incluso cuando las series son persistentes. Bond et al. (2001) recomiendan este estimador para los estudios del crecimiento.

En la Tabla 9 se muestran los resultados para la estimación con panel dinámico. Las pruebas de sobreidentificación de Sargan y Hansen y de Arellano-Bond para la autocorrelación de primer y segundo orden se muestran al final. La estimación se realizó a través del mecanismo de la matriz de pesos homocedástica (One Step). A pesar que la utilización de la matriz de pesos heterocedástica (Two Step) es más eficiente, ninguna estimación realizada era consistente y eficiente, debido al fallo en alguna de las pruebas anteriores.

A partir de los datos de los países de la OPEP en el período 1970-2017, se han estimado tres ecuaciones alternativas para analizar la convergencia y la influencia de distintas variables en la tasa de crecimiento del PIB per cápita. Como se observa, es evidente la persistencia de convergencia económica con panel dinámico y con resultados similares a los ya presentados en las diversas regresiones utilizando panel estático. La velocidad de convergencia se establece en el rango comprendido entre 5.5% y 6.2% con ajuste en años entre 11 y 13. Las variables inversión (en capital físico y humano) y la inflación son determinantes y robustas para explicar el crecimiento, siendo las dos primeras las de mayor impacto. El tamaño del gobierno, la apertura comercial y las variables ficticias no representan significancia estadística, por lo que no tienen poder explicativo sobre el modelo de crecimiento.

6. Conclusiones.

En la actualidad subyacen diferentes grupos de países con resultados económicos afines en la OPEP. Un grupo de países en la región del Medio Oriente y dentro de ésta, dos grupos: uno con mayor desempeño económico (Arabia Saudita, Qatar y Emiratos Árabes Unidos) y otro con menor desempeño (Irán e Irak). Los restantes países conforman otro grupo más homogéneo entre ellos mismos en cuanto a su evolución económica. Al observar la conformación de clústeres dentro del cártel, es evidente el derrumbe de la tesis de la maldición de los recursos naturales y queda condicionada a ciertos factores presentes. La cercanía geográfica en los países del Medio Oriente conjuntamente con el compartir de componentes de carácter institucional, son las bases para un mejor crecimiento económico dentro de la Organización.

Tabla 9. Regresiones de convergencia (β) condicional. Panel anual (1970-2017).

Variable dependiente: Tasa de crecimiento del PIB per cápita						
Variable	Estimador Sistema Dinámico para Panel					
	1		2		3	
Tasa de crecimiento	0.0825	**	0.0833	**	0.0693	*
	(2.04)		(2.02)		(1.78)	
log(PIBpc)	-0.0587	***	-0.0568	***	-0.0639	***
	(-2.93)		(-3.07)		(-3.33)	
Inversión	-0.0977	***	-0.0997	**	-0.1076	***
	(-3.18)		(-2.38)		(-3.16)	
Capital humano	0.1676	***	0.1659	**	0.1902	**
	(2.73)		(2.07)		(2.08)	
Inflación	-0.0145	*	-0.0145	*	-0.0174	**
	(-1.77)		(-1.73)		(-2.21)	
Dummy política			0.0135		0.0076	
			(0.35)		(0.19)	
Dummy religión			0.0099		0.0053	
			(0.51)		(0.16)	
Dummy regional			-0.0077		-0.0310	
			(-0.14)		(-0.47)	
Tamaño del gobierno					-0.0702	
					(-1.52)	
Apertura comercial					-0.0026	
					(-0.24)	
Constante	0.5886	***	0.5666	***	0.5160	***
	(3.21)		(2.89)		(3.35)	
Velocidad de convergencia (β)	5.7%		5.5%		6.2%	
Tiempo de ajuste (años)	12		13		11	
Prob>Chi ²	0.0000		0.0000		0.0000	
N	495		495		495	
Test (probabilidades)						
Sargan (no robustas)	0.318		0.322		0.292	
Hansen (robustas)	0.251		0.258		0.234	
Arellano-Bond [AR(1)]	0.010		0.010		0.015	
Arellano-Bond [AR(2)]	0.394		0.403		0.331	

Nota: estimaciones GMM-SYS/One Step. Resultados con errores robustos, estadísticos t figuran entre paréntesis. *** Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 10%.

Fuente: Elaboración propia.

El análisis de las regresiones realizadas corrobora resultados encontrados tanto en la teoría como en estudios sobre los determinantes del crecimiento. La inversión en capital físico y humano constituyen variables determinantes en elevar el crecimiento económico de los países del bloque de la OPEP. Esta relación es consistente en todas las regresiones tanto de panel estático como de panel dinámico, así como también con datos quinquenales y anuales, subperiodos y grupo de países. Igualmente, la evidencia respalda una relación negativa entre crecimiento y el tamaño del gobierno, esto es, el crecimiento suele acelerarse a un menor gasto público como porcentaje del PIB. En este sentido, si el gasto público en estas economías suele estar anclado en mayor medida por la actividad petrolera y a su vez disminuye el crecimiento económico a medida que aumenta, es un indicio de cómo los recursos naturales afectan de manera inversa en el crecimiento económico. Estudios más profundos y extensos con respecto al tema podrían aportar mayores elementos de análisis para ser más concluyentes, sobre todo en lo referente a la calidad del gasto público y el nivel óptimo positivo para la economía.

En las regresiones de panel anual utilizando el Estimador con Errores Estándar Corregidos, las variables de inversión en capital físico, capital humano y el tamaño del gobierno, parecen ser más determinantes del crecimiento en el período 1990-2017 y en el grupo de países de la OPEP del Medio Oriente. En efecto, este resultado coincide con el análisis gráfico de la convergencia beta absoluta, donde se observa cómo la mayor parte de estos países han pasado de áreas menos dinámicas hacia áreas de mayor dinamismo en su economía. Este cambio ha sido posible fundamentalmente mediante las variables señaladas anteriormente. Con respecto a la variable tamaño del gobierno, la relación negativa puede ser explicada por la tendencia de los países cuya economía se encuentra basada en recursos naturales, en mantener un elevado gasto público no productivo lo que puede generar distorsiones en la economía.

Sobre la base de lo anterior, también se puede observar la tendencia a la conformación de dos clubes de convergencia en el seno del cártel, cada grupo convergiendo a su propio estado estacionario. Un reducido grupo de países con elevado PIB per cápita y geográficamente ubicado en el Medio Oriente y el resto de los países, caracterizados con menor PIB per cápita y ubicados en diferentes regiones. El primero por su representatividad en la producción, mantienen un poder e influencia en el seno del organismo. Pero no solo comparten una misma área geográfica, también comparten formas de gobierno, cultura y religión, entre otros, lo que les permite tener mayor cohesión entre sí para formar un liderato.

Los resultados con la implementación de panel dinámico son consistentes con lo ya señalado. Adicionalmente, la inflación afecta de forma negativa al crecimiento económico, aunque en menor medida con respecto al resto de las variables y el crecimiento de la población con impacto positivo. El tamaño del gobierno y el sistema político no son variables con afectación sobre el crecimiento, lo que parece indicar que la dinámica del crecimiento está ligada en mayor medida a las variables clásicas.

La evidencia empírica mostrada en el presente trabajo es concluyente con la presencia de convergencia económica en los países de la OPEP para el período 1970-2017, tanto en sus definiciones de sigma convergencia como de beta convergencia. En el caso de sigma convergencia, la dispersión en los niveles de renta se ha venido reduciendo, a excepción del período comprendido desde 1984 hasta 1994, caracterizado por una relativa estabilidad en el mercado petrolero. En lo que respecta a la beta convergencia absoluta, tanto el análisis gráfico como el análisis de regresión simple (en cualquiera de sus especificaciones por panel y método de estimación) admite su presencia.

Utilizando el método PCSE para corregir los problemas de autocorrelación contemporánea, correlación serial y heterocedasticidad presentes en los modelos originales de efectos aleatorios, se llega a la existencia de un proceso de convergencia condicional. Sí se añaden variables de control para la convergencia condicional a fin de capturar las diferencias intrínsecas entre países, se observa evidencia de convergencia en los modelos que emplean datos quinquenales y anuales (aunque éste se produce a un ritmo más lento). Las regresiones consideradas por período y por grupo de países, indican igualmente la presencia de convergencia condicional. Se observa en el período 1990-2017 un ritmo mayor en comparación a los años anteriores y los países del Medio Oriente presentan igualmente mayor velocidad de crecimiento si se comparan con el resto de los países. Esta convergencia se produce a un ritmo muy acelerado tanto para el modelo con data agrupada como con data anual (aunque con esta última periodicidad la relación sólo es significativa si se consideran controles adicionales).

Al incorporar las relaciones de causalidad en el interior del modelo mediante un modelo dinámico (GMM SYS), los resultados son consistentes con los anteriores y no se encuentran diferencias significativas. En virtud de todo lo anterior, se encuentra demostración a favor del modelo neoclásico, esto significa que las economías inicialmente más pobres tienden a crecer más rápido tomando en consideración el debido control por las variables determinantes de su estado estacionario. La velocidad de convergencia hallada oscila entre 6.2% y 6.4%, valores por encima de los establecidos a la media general de 2%.

Cabe precisar cómo los postulados neoclásicos de los determinantes del crecimiento son certeros al apuntar al capital físico y al humano como fuentes principales de impulso al crecimiento económico,

demostrados con suficiente contundencia en el estudio empírico. Con ello, la brecha y campo de acción de los hacedores de política debe enfocarse en la acumulación de estos dos factores, en combinación de estabilidad económica y de buenas prácticas políticas. El debate del gasto público como impulsor de la economía sigue abierto, siendo objeto igualmente de estudios profundos sobre todo en determinar la calidad y el nivel óptimo de gasto sin que menoscabe en problemas y freno al crecimiento.

En cuanto a las limitaciones, a pesar que la información base y su tratamiento es proporcionada por un organismo de buena fidelidad, no se descarta problemas de información en la fuente primaria de los datos. La falta de información estadística regular para Libia constituye otra limitación, lo que obliga a su exclusión del estudio econométrico. La pretensión inicial era realizar un estudio con datos desde la fundación de la OPEP, pero no es posible debido a la falta de información completa y fidedigna en la década de los sesenta para la mayoría de los países.

A partir del estudio y de los resultados encontrados a lo largo del presente trabajo de investigación, se abren distintas líneas de investigación dentro del análisis del crecimiento y de la convergencia económica. Cabe la posibilidad de profundizar sobre conveniencia o no de la existencia de la OPEP como garante del crecimiento económico en los respectivos países. También es preciso estudiar cuán beneficiosa es una política de defensa de precios frente a una política de defensa de producción y los efectos correspondientes sobre el bienestar de las sociedades de cada uno de los países que conforman la OPEP. Otra línea de investigación puede basarse en extender el estudio de la convergencia económica de estos países dentro de sus áreas geográficas correspondientes.

Referencias.

- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Arezki, R., y Van Der Ploeg F. (2007). Can the natural resource curse be turned into a blessing? The role of trade policies and institutions. *IMF Working Paper*, 07/55, 1-36.
- Barro, R. (1996). Determinants of economic growth: a cross-country empirical study. *National Bureau of Economic Research*, 5698, 1-118.
- Barro, R. (2016). Economic growth and convergence, applied especially to China. *National Bureau of Economic Research*, 21872, 1-24.
- Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (2009). *Crecimiento económico*. Barcelona, España: Editorial Reverte.
- Baumol, W. (1986). Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show. *The American Economic Review*, 76(5), 1072-1085.
- Bernard, A.B., & Durlauf, S.N. (1995). Convergence in international output. *Journal of Applied Econometrics*, 10(2), 97-108.
- Blanchard, O.J., & Gali, Jordi (2007). The macroeconomic effects of oil shocks: why are the 2000'S so different from the 1970'S. *National Bureau of Economic Research*, 13368, 1-78.
- Blomström, M., & Kokko, Ari (2001). FDI and human capital: A Research Agenda. *OECD Development Centre*, 1-20.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.

- Bond, S., Hoeffler, A., & Temple, J. (2001). GMM Estimation of empirical growth models. *CEPR*, 3048, 1-35. <https://ssrn.com/abstract=290522>.
- Bourdin, S. (2013). Pour une approche géographique de la convergence. *L'Espace géographique*, 42(3), 270-285.
- Collier, P. (2010). *El club de la miseria*. Bogotá, Colombia: Random House Mondadori.
- Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (1980-2017). *Foreign direct investment: Inward and outward flows and stock, anual*. 14 de octubre de 2020. <https://unctad.org/es/paginas/statistics.aspx>.
- Cuervo, L.M. (2004). Estudios de convergencia y divergencia regional en América Latina: balance y perspectivas. *Investigaciones Regionales*, 5, 29-65.
- Cuñado, J. (2011). Structural breaks and real convergence in OPEC countries. *Journal of Applied Economics*, 14(1), 101-117.
- De Gregorio, J. (2007). *Macroeconomía, teoría y políticas*. Santiago, Chile: Editorial Pearson Educación.
- Delbianco, F., & Dabús C. (2020). Is there convergence in emerging countries? Evidence from Latin America. *Cuadernos de Economía*, 43, 79-90.
- Devarajan, S., & Zou H. (1994). Does public Investment Promote Economic Growth? *The Hong Kong University of Science and Technology*, 95(9), 1-27.
- Duncan, R., & Fuentes R. (2006). Regional convergence in Chile: new tests, old results. *Cuadernos de Economía*, 43, 81-112.
- Ftiti, Z., Guesmi, K., Teulon F., & Chouachi S. (2016). Relationship between crude oil prices and economic growth in selected OPEC countries. *The Journal of Applied Business Research*, 32(1), 11-22.
- Hjort, J. (2006). Citizen funds and Dutch disease in developing countries. *Resource Policy*, 31, 183-191.
- Islam, N. (2003). What have We Learnt from the Convergence Debate? *Journal of Economic Surveys*, 17(3), 309-362.
- Jimenez, R. (2007). The industrial impact of the price shocks: evidence from the industries of six OECD countries. Documento de trabajo. *Banco de España*, 0731, 1-52.
- Jones, C. (2000). *Introducción al crecimiento económico*. México D.F.: S.A. Alhambra Mexicana.
- Krause, M. (2014). Índice de calidad institucional 2014. *Red Liberal de América Latina*. <http://www.libertadyprogreso.org/investigacion/indices-anuales/>.
- Krugman, P. (1980). Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. *The American Economic Review*, 70(5), 950-959.
- Labra, R., & Torrecillas C. (2014). Guía cero para datos de panel. Un enfoque práctico. *Universidad Autónoma de Madrid-Accenture Working Papers*, 16, 1-61.

- Loayza, N., Fajnzylber, P., & Calderón, C. (2004). Economic growth in Latin America and the Caribbean: Stylized facts, explanations, and forecasts. *Central Bank of Chile*, 265, 1-150.
- Mehlum, H., Moene, K. & Torvik, R. (2006). Institutions and the resource curse. *Economic Journal*, 116(508), 1-20.
- Montero, R. (2010). *Panel dinámico. Documentos de Trabajo en Economía Aplicada*. Universidad de Granada. <http://www.ugr.es/~montero/matematicas/dinamico.pdf>.
- Morales, C. (2011). Variedades de recursos naturales y crecimiento económico. *Desarrollo y Sociedad*, 68,7-45. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=1691/169122461001>
- North, D. (1991). Institutions. *The Journal of Economic Perspectives*, 5(1), 97-112.
- Penn World Table (2020). *Penn World Table version 9.1*. 18 de septiembre de 2020. <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>.
- Porter, M. (1999). Los clústers y la competencia. *Revista Estrategia*, 1(2), 30-45.
- Quah, D. (1993). Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis. *LSE Economics Department*. 1-26.
- Ray, D. (2002). *Economía del desarrollo*. Barcelona, España: Antoni Bosch editor.
- Reinhart, C.M., & Rogoff, K.S. (2010). Growth in a time of debt. *National Bureau Economic Research*, 15639, 1-26.
- Robinson, J. (2006). *El Equilibrio de América Latina*. Buenos Aires, Argentina: Fondo de Cultura Económica.
- Sachs, J., & Warner, A. (1995). Natural resource abundance and economic growth. *National Bureau of Economic Research*, 5398, 1-54.
- Sala-i-Martin, X. (2000). *Apuntes de crecimiento económico*. Barcelona, España: Antoni Bosch editor.
- Sala-i-Martin, X., & Subramanian, A. (2003). Addressing the natural resource curse: an illustration from Nigeria. *National Bureau of Economic Research*, 9804, 1-46.
- Santillan R., & Venegas, F. (2015). *Impact of oil prices on economic growth in Latin American oil exporting countries (1990-2014): a panel data analysis*. <https://ssrn.com/abstract=2692024> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2692024>.
- Saucedo, E., & González, J. (2019). Efecto de los precios del petróleo en la actividad económica sectorial de México. Análisis para el periodo 2002-2018. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas Nueva Época*, 14(2), 221-243.
- Smith, B. (2004). Oil wealth and regime survival in the developing, 1960-1969. *American Journal of Political Science*, 48(2), 232-246.
- Silva, I. (2003). Disparidades, competitividad territorial y desarrollo local y regional en América Latina. *CEPAL, Instituto Latinoamericano y del Caribe de Planificación Económica y Social (ILPES)*, Serie 33, 1-84.
- Solow, R. (1956). A Contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.

Weil, D. (2006). *Crecimiento económico*. Madrid, España: Pearson educación.

World Economic Forum (2017). The Global Competitiveness Report 2017-2018. <http://www3.weforum.org/docs/GCR2017-2018/05FullReport/TheGlobalCompetitivenessReport2017%E2%80%932018.pdf>.

Apéndices.

Apéndice 1. Regresiones de convergencia (β) condicional. Panel por quinquenio (1970-2017).

Apéndice 1.1

Elección entre efectos fijos y efectos aleatorios		
Prueba de Hausman		
Regresión 1	Chi2(4)	4.66
	Prob>Chi2	0.4592
Regresión 2	Chi2(6)	4.31
	Prob>Chi2	0.6347
Regresión 3	Chi2(7)	5.18
	Prob>Chi2	0.6385
Regresión 4	Chi2(8)	4.44
	Prob>Chi2	0.8156

Apéndice 1.2

Elección entre efectos aleatorios y pooled		
Prueba de Breusch Pagan		
Regresión 1	Chibar2(01)	0.01
	Prob>Chibar2	0.4612
Regresión 2	Chibar2(01)	0.00
	Prob>Chibar2	0.4824
Regresión 3	Chibar2(01)	0.00
	Prob>Chibar2	0.4826
Regresión 4	Chibar2(01)	0.01
	Prob>Chibar2	0.4545

Apéndice 2. Regresiones de convergencia (β) condicional. Panel anual (1970-2017).

Apéndice 2.1

Elección entre efectos fijos y efectos aleatorios		
Prueba de Hausman		
Regresión 1	Chi2(6)	38.02
	Prob>Chi2	0.0000
Regresión 2	Chi2(7)	41.69
	Prob>Chi2	0.0000
Regresión 3	Chi2(8)	47.71
	Prob>Chi2	0.0000

Apéndice 2.2

Prueba de heterocedasticidad		
Prueba Modificada de Wald		
Regresión 1	Chi2(13)	601.92
	Prob>Chi2	0.0000
Regresión 2	Chi2(13)	613.19
	Prob>Chi2	0.0000
Regresión 3	Chi2(13)	608.19
	Prob>Chi2	0.0000

Apéndice 2.3

Prueba de autocorrelación		
Prueba de Wooldridge		
Regresión 1	F(1,12)	167.322
	Prob>F	0.0000
Regresión 2	F(1,12)	168.184
	Prob>Chi2	0.0000
Regresión 3	F(1,12)	187.957
	Prob>Chi2	0.0000

Apéndice 2.4

Prueba de correlación contemporánea		
Prueba de CD Pesaran		
Regresión 1	Valor	14.286
	Pr.	0.0000
Regresión 2	Valor	14.356
	Pr.	0.0002
Regresión 3	Valor	13.497
	Pr.	0.0000

Apéndice 3. Regresiones de convergencia (β) condicional por período y por países. Panel anual (1970-2017).

Apéndice 3.1

Elección entre efectos fijos y efectos aleatorios		
Prueba de Hausman		
Período 1970-1989	Chi2(2)	31.48
	Prob>Chi2	0.0000
Período 1990-2014	Chi2(8)	174.64
	Prob>Chi2	0.0000
Grupo no medio oriente	Chi2(3)	17.52
	Prob>Chi2	0.0006
Grupo medio oriente	Chi2(5)	20.17
	Prob>Chi2	0.0012

Apéndice 3.2

Prueba de heterocedasticidad		
Prueba Modificada de Wald		
Período 1970-1989	Chi2(12)	1,080.87
	Prob>Chi2	0.0000
Período 1990-2014	Chi2(13)	912.18
	Prob>Chi2	0.0000
Grupo no medio oriente	Chi2(7)	605.50
	Prob>Chi2	0.0000
Grupo medio oriente	Chi2(6)	219.04
	Prob>Chi2	0.0000

Apéndice 3.3

Prueba de autocorrelación		
Prueba de Wooldridge		
Período 1970-1989	F(1,11)	138.526
	Prob>F	0.0000
Período 1990-2014	F(1,12)	37.996
	Prob>Chi2	0.0000
Grupo no medio oriente	F(1,6)	39.612
	Prob>Chi2	0.0007
Grupo medio oriente	F(1,5)	250.662
	Prob>Chi2	0.0000

Apéndice 3.4

Prueba de correlación contemporánea		
Prueba de CD Pesaran		
Período 1970-1989	Valor	2.990
	Pr.	0.0028
Período 1990-2014	Valor	9.588
	Pr.	0.0000
Grupo no medio oriente	Valor	9.589
	Pr.	0.0000
Grupo medio oriente	Valor	3.216
	Pr.	0.0013



Valoración de un seguro de vida mediante opciones exóticas

PESCE, GABRIELA

Universidad Nacional del Sur (Argentina)

Correo electrónico: gabriela.pesce@uns.edu.ar

MILANESI, GASTÓN

Universidad Nacional del Sur (Argentina)

Correo electrónico: milanesi@uns.edu.ar

EL ALABI, EMILIO

Universidad Nacional del Sur (Argentina)

Correo electrónico: emilio.elalabi@uns.edu.ar

MENNA, JOAQUÍN

Universidad Nacional del Sur (Argentina)

Correo electrónico: joaquin.menna@hotmail.com

RESUMEN

Este trabajo presenta el análisis y valoración de seguros de vida individual, temporarios y con prima nivelada, a partir de la analogía de las reglas del contrato con las de una opción exótica, en particular una digital pura o pulso, también conocida como cash or nothing. Se presentan diversos casos que parten de un asegurado con atributos cambiantes (edad y género) y se testea la sensibilidad a diferentes formas funcionales para la distribución de probabilidad de la variable estocástica, tiempo de vida restante al momento de contratar el seguro, mediante simulaciones de Monte Carlo. En un conjunto de casos la función de probabilidad se ajusta de manera personalizada a datos recientes de la República Argentina para estimar las probabilidades de ejercicio de la opción, variable que resulta sensiblemente crítica para la estimación del valor del contrato. Los valores de mercado de las primas de las pólizas comparables superan en más del doble al valor teórico encontrado para la opción exótica, ante iguales condiciones del contrato en cuanto a monto asegurado, duración y condiciones demográficas del individuo.

Palabras clave: opción exótica, seguro de vida, digital pura, probabilidad de ejercicio.

Clasificación JEL: G13; G22; C15.

MSC2010: 91B30; 91G20; 97M30.

Life insurance valuation using exotic options

ABSTRACT

This paper presents the analysis and valuation of an individual, temporary, and leveled-prime life insurance. Its starting point is an analogy between contract rules and a financial exotic option. In particular, a cash or nothing option. Several cases are presented from a person with different age and gender, and sensitivity to different probability distributions are tested using Monte Carlo simulation. All cases are adjusted to Argentinean recent data in order to estimate exercise prices, main variable to estimate the contract value. Prime market values used on this work are more than double than the theoretical value found on the exotic option while comparing them to identical contract conditions such as insured amount, time frame and demographic conditions of the individual.

Keywords: exotic option, life insurance, digital option, exercise probability.

JEL classification: G13; G22; C15.

MSC2010: 91B30; 91G20; 97M30.



1. Introducción.

La teoría financiera provee de un conjunto de instrumentos y modelos que contribuyen a valorar activos en situaciones contingentes y que, por analogía, pueden ser aplicados a la valoración, medición y cobertura de riesgos sobre activos reales. Sin embargo, en la práctica, tales herramientas son empleadas con muy poca frecuencia, siendo mayoritariamente utilizados los métodos tradicionales, que poco explican sobre algunas situaciones controvertidas de determinados activos no financieros. En particular, este trabajo se desarrolla en el marco de un proyecto de investigación que tiene como objetivo aplicar la teoría de derivados exóticos a problemas complejos, en este caso, la incertidumbre ante los años de vida restantes del tomador de la opción como subyacente del contrato de seguro.

El artículo presenta el análisis y valoración de seguros de vida individual, temporarios y con prima nivelada, a partir de la analogía de las reglas del contrato y matrices de pago con las de una opción exótica, en particular una digital pura, también conocida como *cash or nothing*, como alternativa a los modelos actuariales. El trabajo utiliza datos actuales de la República Argentina para estimar las probabilidades de ejercicio de la opción, variable que resulta sensiblemente crítica para la estimación del valor del contrato.

El manuscrito se estructura presentando en la segunda sección el marco conceptual, que resume algunos antecedentes del uso de modelos financieros para la valoración de seguros, lo que resulta fundamental para la presentación teórica sobre opciones exóticas, particularmente sobre las binarias y su valoración, tipología que atañe en este estudio. Luego se detalla brevemente el apartado metodológico, para continuar, en la cuarta sección, con el análisis del estudio de caso, caracterizando las principales reglas de los seguros de vida individual, de qué depende su valor y describiendo la probabilidad de ejercicio de la opción, asociada a la muerte del asegurado. En el quinto apartado se presentan los resultados de la valoración del contrato, describiendo la anatomía del valor intrínseco y valorando a partir de un ajuste sobre modelo propuesto por Black and Scholes (1973), partiendo de casos sencillos y presentando extensiones que cambian algunos supuestos que generan resultados más reales y más complejos, que son comparados con los valores de mercado. Finalmente, en la quinta sección se presentan las conclusiones y futuras líneas de trabajo.

2. Marco teórico.

2.1. Antecedentes del uso de modelos financieros para valorar seguros.

Existen numerosos trabajos que incorporan el uso de modelos financieros para valorar distintos tipos de seguros. Inicialmente, D'Arcy y Doherty (1988) proponen la idea que una compañía de seguros es similar a cualquier empresa con la particularidad que su pasivo está compuesto por el conjunto de las pólizas emitidas. A lo largo de su libro, utilizan los modelos financieros tradicionales para valorar seguros de hogar partiendo de algunas distinciones entre estos modelos y los modelos actuariales convencionales. Dentro de ellos se puede mencionar que se asume que los asegurados son neutrales al riesgo y que las aseguradoras no tienen funciones de utilidad; que los precios son determinados por la oferta y demanda de mercados eficientes de forma semifuerte; y que el valor del dinero en el tiempo es explícitamente conocido. Los autores describen las fortalezas y las debilidades de los modelos financieros tradicionales utilizados para valorar estos seguros, como son el modelo de valoración de activos de capital (*Capital Asset Pricing Model* [CAPM]), el modelo de fijación de precios por arbitraje (*Arbitrage Pricing Theory* [APT]), modelos de descuento de flujo de fondos y modelos de valoración de opciones.

Con argumentos similares, Cummins (1990) también propone la utilización de modelos financieros para la valoración de seguros. Critica los modelos actuariales tradicionales manifestando que, al igual que D'Arcy y Doherty (1988), estos modelos solo consideran la oferta en la preciación del seguro, sin tener en cuenta la demanda. En un trabajo un año más tarde, Cummins (1991) critica la

estadística utilizada por los modelos actuariales convencionales y justifica nuevamente la importancia de la inclusión de los modelos financieros tradicionales en la valoración de seguros.

Del Pozo (2001) presenta un trabajo en el que compara la valoración de seguros a través de modelos financieros tradicionales como CAPM y APT y a través de los métodos de valoración de opciones. Concluye que utilizando los métodos de valoración de opciones como puede ser el modelo de Black-Scholes-Merton (Black & Scholes, 1973; Merton, 1973), evita los problemas de estimación de variables que tienen los modelos como CAPM y APT. Argumenta que en los modelos de opciones no se tienen que estimar variables de riesgo de las primas ya que están implícitas en el activo subyacente de la opción. Sin embargo, la variable estocástica debe seguir una distribución normal o log-normal.

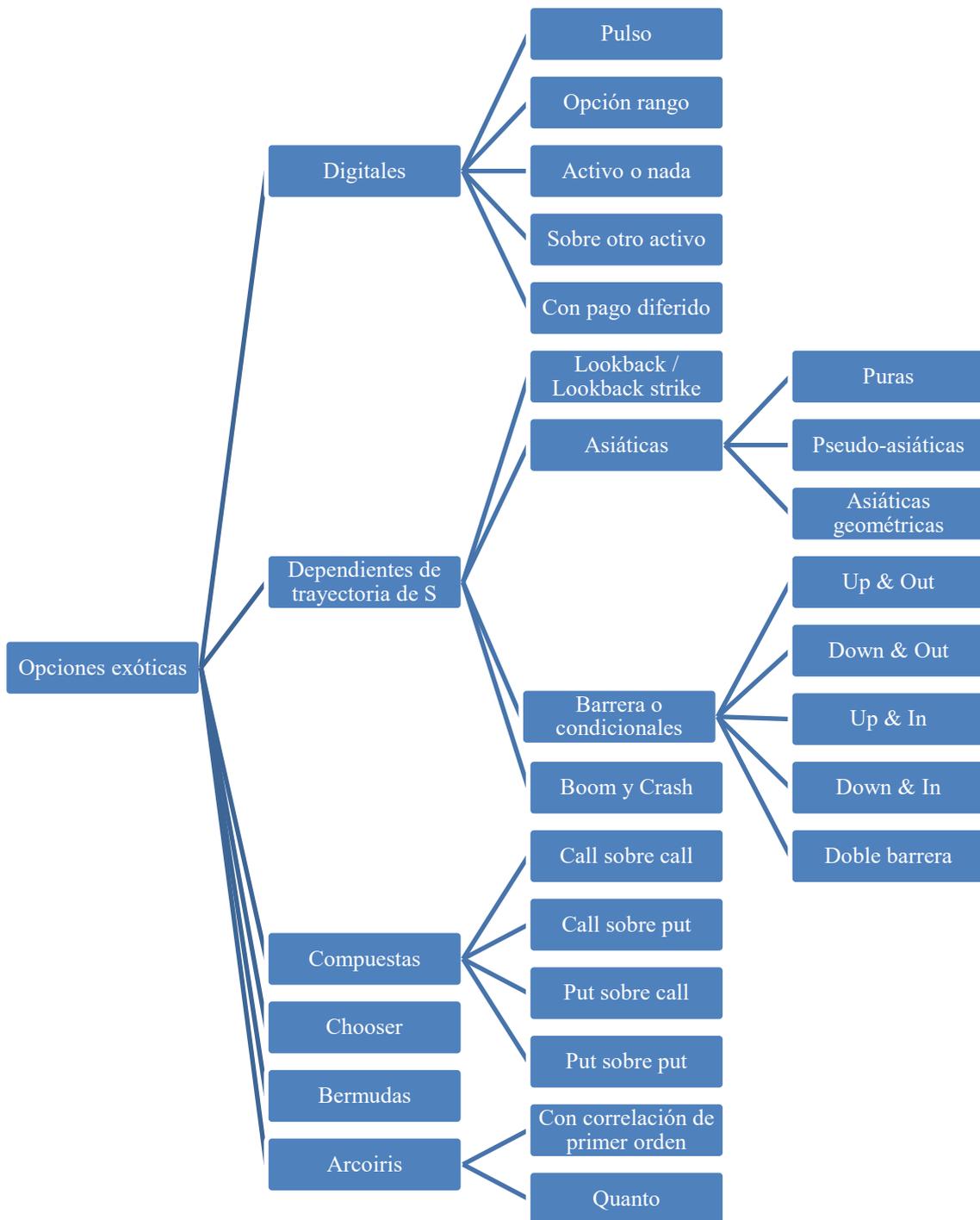
Finalmente, Gatzert y Schmeiser (2006) así como Luoma, Puustelli y Koskinen (2008) proponen la valoración de seguros de vida utilizando modelos de valoración de opciones. Sin embargo, declaran que los modelos clásicos tienen grandes dificultades para poder incorporar el comportamiento de los tenedores del contrato en donde los mismos tienen numerosas opciones implícitas en sus cláusulas (Gatzert & Schmeiser, 2006). Por ejemplo, existen contratos que tienen un mínimo interés asegurado, un interés anual o al terminar el contrato que puede ser asegurado o no, una opción de rendición para poder vender su opción al lanzador a un precio estipulado previamente, una opción *paid-up* que permite dejar de pagar las primas una vez que haya acumulado cierta cantidad de dinero en su cuenta, entre otras. Este tipo de antecedentes da lugar a la aplicación de opciones exóticas en pos de mejorar las estimaciones de algunas primas de contratos de seguros.

2.2. Opciones exóticas.

Los derivados exóticos, no usuales o no estándares presentan un cambio en la matriz de pagos, sus reglas de ejercicio y sus características de valor (Kolb, 2003; Whaley, 2006; Gaarder, 2007; Wilmott, 2009; Kolb & Overdahl, 2010; Hull, 2012). Si bien en la mayoría de los libros de textos se discute un conjunto acotado de este tipo de derivados, en el mercado se observa un número ilimitado de variaciones de estos tipos de contratos. Algunos pueden valorarse de manera analítica y otros mediante procedimientos numéricos, al no existir solución cerrada para los mismos. Es importante pensar en sus potenciales aplicaciones, ya que en algunos casos el contrato es un elemento de gestión del riesgo, dadas su sensibilidad y capacidad de replicar riesgos y rendimientos. En otras ocasiones surge con el objetivo de convertirse en una apuesta especulativa. Finalmente, las opciones exóticas pueden replicar situaciones complejas, con la finalidad de predecir probabilidades de ocurrencia o valorar los efectos económicos de situaciones contingentes (probabilidades de fracasos financieros, valoración de externalidades, riesgos ambientales y contingencias personales). La Figura 1 detalla un conjunto limitado de opciones exóticas clásicas comúnmente desarrolladas en los textos especializados (Fernández & Ariño, 1996; García et al., 2000; Casparri & García, 2010).

A los fines del presente trabajo son de especial interés las opciones exóticas del tipo “*todo o nada*” u opciones digitales puras. En tal sentido se pretende valorar los seguros de vida individuales, habida cuenta la simetría que existe entre las disposiciones contractuales de la cobertura de vida y el flujo al vencimiento en este tipo de opciones. Dentro este conjunto se distinguen las opciones binarias conocidas como “*activo o nada*” (*asset-or-nothing*), donde el tenedor recibe el activo en caso de estar dentro del dinero, y las digitales puras o pulso, conocidas como “*dinero o nada*” (*cash or nothing*), que son opciones binarias con un pago total o nulo en función a la ocurrencia del evento.

Figura 1. Opciones exóticas clásicas.

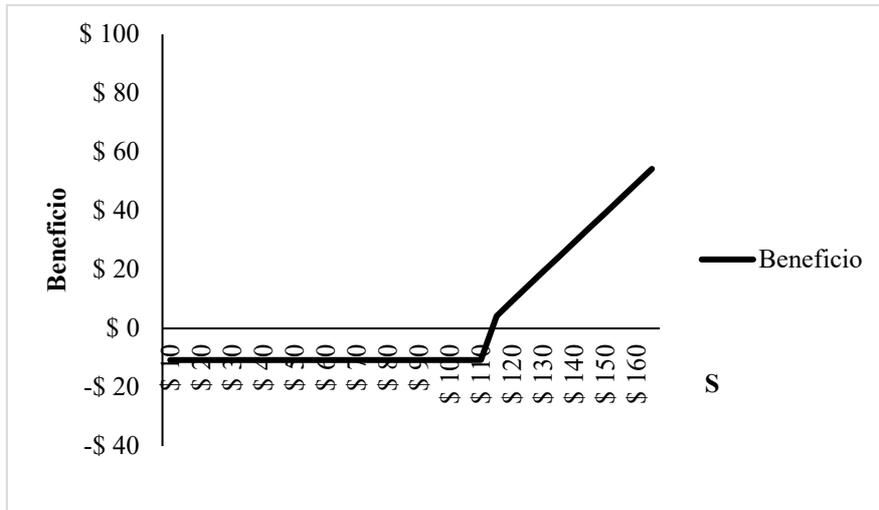


Fuente: Elaboración propia.

2.3. Valoración de opciones exóticas del tipo todo o nada.

Una opción de compra del tipo “activo o nada” paga una unidad del activo subyacente al momento T siempre que el precio del activo supere el precio de ejercicio. En la siguiente figura se presenta el resultado terminal correspondiente a este tipo de opción.

Figura 2. Perfil de beneficios al vencimiento opción de compra “activo o nada”.



Fuente: Elaboración propia.

Para valores del activo por debajo del precio de ejercicio el titular de la opción pierde el valor de la prima pagada. Para valores superiores al precio de ejercicio, el propietario de la opción recibe la unidad del activo, cubriendo el costo de la prima. Para una unidad monetaria de activo bajo los supuestos del modelo Black-Scholes-Merton o BSM (Black & Scholes, 1973; Merton, 1973), el valor teórico de una opción de este tipo es (Ecuaciones 1, 2 y 3):

$$c_{AON} = e^{-iT} N(d_1) \tag{1}$$

donde:

$$d_1 = \frac{\ln(S_T e^{-iT} / X e^{-rT}) + 0.5\sigma^2 T}{\sigma\sqrt{T}} \tag{2}$$

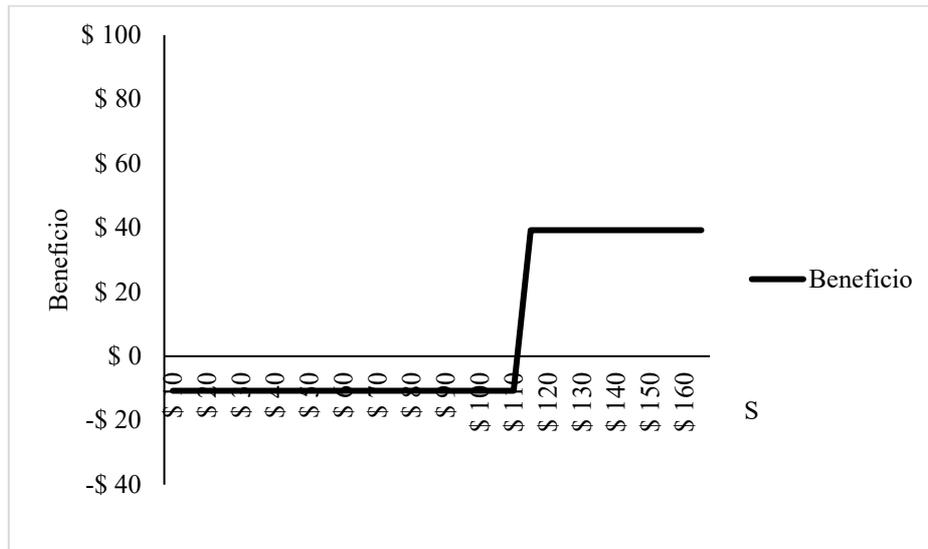
y

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T} \tag{3}$$

siendo S_T el valor esperado del activo, i la tasa de rendimiento del activo (dividend yield), X el precio de ejercicio, r el tipo de interés libre de riesgo, σ la volatilidad del precio del activo subyacente, T el tiempo al vencimiento, d_1 y d_2 los parámetros de la distribución de probabilidad que permiten calcular $N(d_1)$, que se interpreta como la probabilidad de ejercicio de la opción.

El valor terminal de una opción de compra “dinero o nada” se expone en la siguiente figura.

Figura 3. Perfil de beneficios al vencimiento opción de compra “dinero o nada”.



Fuente: Elaboración propia.

Para valores por debajo del precio de ejercicio el poseedor de la opción pierde la prima, mientras que para valores superiores recibe una unidad monetaria. Igual que en el caso precedente, suponiendo BSM, el valor de esta opción es la siguiente:

$$c_{CON} = e^{-rT} N(d_2) \quad (4)$$

donde el valor fijo a recibir en la Ecuación 4 equivale a una unidad monetaria. Una opción de compra europea otorga el derecho de adquirir el subyacente por un valor igual al precio de ejercicio X , a fecha de vencimiento T . La cartera réplica de los flujos correspondientes a una opción de compra consiste en comprar S unidades de una opción de compra del tipo “activo o nada” y vender X unidades de una opción de compra del tipo “dinero o nada”. El valor de una opción de compra europea es la diferencia entre una posición larga de una opción de compra “activo o nada” y una posición corta en una opción de compra “dinero o nada” (Ecuación 5).

$$c_{BSM} = c_{AON} - c_{CON} = Se^{-iT} N(d_1) - Xe^{-rT} N(d_2) \quad (5)$$

En el caso de una opción de venta del tipo “activo o nada”, para una unidad de activo su valor es la siguiente:

$$p_{AON} = e^{-iT} N(-d_1) \quad (6)$$

La expresión para valorar una opción de venta del tipo “dinero o nada” sobre una unidad monetaria es como se muestra a continuación:

$$p_{CON} = e^{-rT} N(-d_2) \quad (7)$$

Una opción de venta europea otorga el derecho de vender el subyacente por un valor igual al precio de ejercicio X , a fecha de vencimiento T . La cartera réplica de los flujos correspondientes a una opción de venta consiste en vender S unidades de una opción de venta del tipo “activo o nada” y comprar X unidades de una opción de venta del tipo “dinero o nada”. El valor de una opción de venta europea es la diferencia entre una posición corta de una opción de venta “activo o nada” y una posición larga en una opción de venta “dinero o nada” (Ecuación 8):

$$p_{BSM} = p_{CON} - p_{AON} = Xe^{-rT}N(-d_2) - Se^{-iT}N(-d_1) \quad (8)$$

En el caso de las opciones todo o nada se presentan ciertas características distintivas en relación al riesgo. En particular respecto de la distribución del valor del coeficiente delta (sensibilidad o derivada primera del valor de la opción en relación a las variaciones en el precio del activo subyacente), para opciones que se encuentran significativamente fuera del dinero, el valor del delta es cercano a cero. La causa de este valor es lógica. Si prácticamente no existen posibilidades (en términos de distribución normal) de que la opción se encuentre en el dinero al vencimiento, la opción de compra del tipo “activo o nada” es insensible a pequeños movimientos en el valor del activo. Por el contrario, cuando este tipo de opción se encuentra profundamente en el dinero, presenta valores de delta cercanos a uno. La opción tiende a valer lo mismo que el subyacente. Asimismo, y a diferencia de las opciones europeas tradicionales, el valor del delta de una opción de compra del tipo “activo o nada” puede superar el valor de uno e incrementarse cuando se encuentra fuertemente dentro del dinero y su vencimiento es cercano. El valor máximo del delta es igual al valor del activo. Ante el inminente vencimiento, frente a un movimiento en el precio del activo, para aquellas opciones levemente fuera y en el dinero, el valor de la opción de compra “activo o nada” va de 0 a S.

3. Metodología.

El trabajo se aborda mediante un estudio de caso simulado, bajo la forma de un estudio de caso único con unidades incorporadas (Yin, 2005), a partir del análisis de diferentes contratos de seguros de vida individuales.

La elección del caso analizado fue realizada teniendo en cuenta el juicio de los investigadores, buscando contratos con subyacentes no financieros, donde la teoría de opciones exóticas pueda aportar un análisis complementario al realizado desde el punto de vista actuarial. El enfoque utilizado para analizar el caso es teórico empírico, el abordaje es cuantitativo y el alcance de la investigación es descriptivo.

Para la presentación del estudio de caso, se trabaja con información secundaria proveniente de una revisión documental, a partir de siete pólizas de cuatro compañías aseguradoras autorizadas por la Superintendencia de Seguros de la Nación; observación directa y otras fuentes secundarias, principalmente de organismos oficiales como la Superintendencia de Seguros de la Nación (SSN), el Ministerio de Salud de la Nación, la Organización Mundial de la Salud, el Ministerio de Salud y Desarrollo Social de la Nación, entre otros. En particular, la información específica de las pólizas analizadas no se publica por cuestiones de confidencialidad de los datos provistos.

A partir del estudio de caso, se realiza un conjunto de valoraciones de una opción digital pura como prima de un contrato de seguro de vida individual. Para ello se utiliza una adaptación del modelo de BSM, trabajando con valores terminales de la opción, habida cuenta de que la distribución de probabilidad del valor del activo subyacente no es lognormal. En aras de esta adaptación se recurre a la estimación de la probabilidad de ejercicio del modelo mencionado mediante simulaciones de Monte Carlo, siendo el tiempo restante de vida del asegurado la variable estocástica, para la que se asumen diferentes patrones de probabilidad, algunos de ellos a partir de datos estadísticos reales de la República Argentina, correspondientes al anuario del 2017 del Ministerio de Salud y Desarrollo Social de la Nación.

Al momento de realizar las simulaciones, se utiliza el software Oracle Crystal Ball como complemento de Microsoft Excel ®. Se realizan 1.000.000 de iteraciones, asumiendo un nivel de confianza de 95%.

4. Caso de estudio.

4.1. El seguro de vida.

De acuerdo a la Superintendencia de Seguros de la Nación (SSN) de Argentina, un contrato de seguro es “un acuerdo por el cual el asegurador se obliga, mediante el pago de una prima, a resarcir un daño o cumplir la prestación convenida si ocurre el evento previsto” (Ley N° 17.418, 1967, artículo 1). En particular, según la Ley Nacional de Seguros 17.418, un seguro de vida es aquel seguro de tipo personal en el que el evento previsto es generalmente el fallecimiento del asegurado, pudiéndose celebrar sobre la vida del propio contratante o la de un tercero.

En este tipo de seguro, el asegurador se obliga a pagar a los beneficiarios el capital asegurado por fallecimiento de la persona, si se produce con anterioridad a la fecha de vencimiento del contrato y de acuerdo a las condiciones de la póliza. El asegurado, que debe ser mayor de 14 y menor de 60 años, puede garantizar como riesgos principales sobre la vida, los de muerte, supervivencia o cualquier combinación de ambos, y como coberturas adicionales las de invalidez, accidente o cualquier otra que tenga por objeto cubrir riesgos que afecten la salud, existencia o integridad corporal. En términos generales, suelen no cubrirse riesgos asociados a casos de radiación nuclear, guerras, participación en empresas criminales o actos de terrorismo, suicidio voluntario, entre otros.

Como contraprestación, el asegurado se compromete a abonar un premio, conocido también como prima de tarifa o comercial, que es el importe total que abonará el tomador en concepto de prima pura (costo real del riesgo asumido), más una suma determinada para gastos y utilidad del asegurador, gastos especiales de emisión y administración, costos de financiación, comisión del productor e importes destinados al pago de tasas, impuestos y contribuciones que gravan al contrato. En función de la póliza, el asegurador puede estipular que dicha contraprestación se satisfaga mediante el pago del premio único, o de premios periódicos exigibles por anualidades o en fracciones de tiempo menores anticipadas. La prima pura del seguro de vida es una función del monto asegurado, el género del asegurado, de la edad que alcanza y de su categoría de riesgo, la cual depende del tipo de actividad que realice aquél. Las categorías de riesgo se asignan al momento de ingresar al seguro, cuando se requiera aumentar el capital asegurado, o bien, al existir una agravación de riesgo. El valor máximo que dichas primas pueden asumir se determina a partir de las tablas de mortalidad aprobadas por la SSN en los planes técnicos presentados por el asegurador. Las tarifas suelen expresarse como un porcentaje de capital asegurado.

En caso de fallecimiento, la indemnización depende de la opción seleccionada previamente por el tomador, que puede consistir en considerar el capital asegurado o el fondo acumulado de su cuenta individual (Tabla 1), o bien una combinación de ambos, en la forma prevista en la póliza. Asimismo, los beneficiarios de la indemnización podrán recibirla como pago único, en cuotas con intereses garantizados o renta vitalicia.

A modo de tipificación, los seguros de vida se pueden clasificar:

- i. Según la cantidad de asegurados cubiertos en la póliza, pueden ser individuales o colectivos. Los primeros cubren la muerte de un solo asegurado, mientras que en los segundos se cubre, en forma independiente y en un único contrato de ese tomador, a varios individuos expuestos a similar riesgo.
- ii. En relación a la duración, los seguros pueden ser de vida completa o temporarios. Los primeros cubren el riesgo de muerte del asegurado durante toda su vida, mientras que en los segundos la cobertura se otorga sólo durante un plazo determinado establecido en la póliza.
- iii. En función al tipo de prima, los seguros pueden ser con prima nivelada o con prima anual renovable. En el caso de seguros con prima nivelada, ésta resulta constante y, por lo tanto, si

bien excede el costo real del seguro en los primeros años, cuando el asegurado alcanza una mayor edad, la relación se invierte. En las pólizas con prima renovable, ésta se ajusta periódicamente en función de la edad del asegurado y la expectativa de vida.

- iv. Según el riesgo asumido, se pueden distinguir entre seguros en caso de muerte, en los que el asegurador paga la indemnización al beneficiario en caso de fallecimiento del asegurado; y seguros en caso de vida, en los que la aseguradora abona el capital cuando el asegurado sobrevive a un determinado período de tiempo. Por último, existen los llamados seguros mixtos o dotales, en los que se combinan los seguros de muerte y de vida, siendo que el capital asegurado se paga a los beneficiarios en caso de fallecimiento del asegurado antes del vencimiento del contrato, o bien se le abona a este último si sobrevive a esa fecha.

Teniendo en cuenta la clasificación anterior, en este artículo se analiza un seguro de vida individual temporario, cuyo siniestro está determinado por la muerte del asegurado, con una estimación de prima nivelada.

Tabla 1. Conformación del fondo acumulado.

Cuenta Individual del Asegurado - Fondo Acumulado
(+) Saldo acumulado de las primas netas o puras , es decir, sin considerar derechos de emisión, cargos para gastos de adquisición y explotación, cargos por derechos de cobranzas, deducciones mensuales, tasas, sellados e impuestos.
(+) Intereses acreditados , incluyendo los intereses sin riesgo, calculados en base a una tasa de interés garantizada anual en torno al 2% en dólares estadounidenses, más los intereses excedentes que surgen de la tasa efectiva de rendimiento obtenida por el asegurador.
(-) Retiros parciales efectuados por el asegurado, que producen una disminución equivalente en el saldo de su cuenta individual y/o en la indemnización por fallecimiento
(=) Saldo del Fondo Acumulado

Fuente: Elaboración propia.

4.2. La probabilidad de fallecimiento: el ejercicio de la opción.

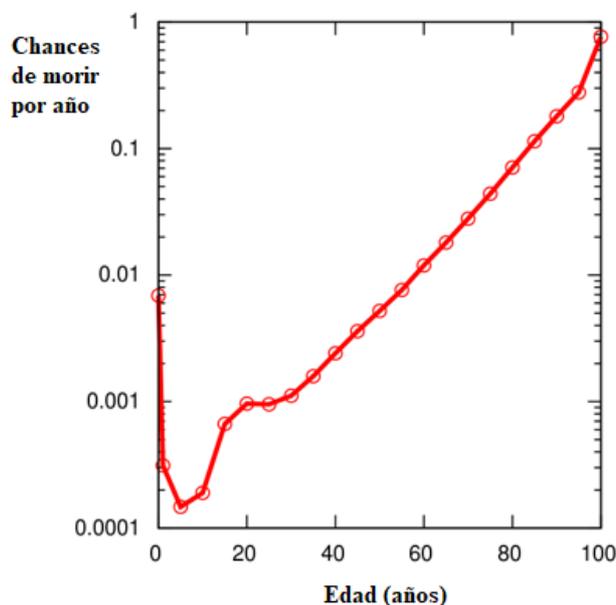
La ley de mortalidad fue desarrollada en primera instancia por Gompertz (1825), matemático inglés, hace 200 años. El autor propone que la probabilidad de muerte crece exponencialmente a medida que aumenta la edad de la persona, siguiendo una progresión geométrica. Si bien existían algunas tablas de estadísticas precarias, Gompertz construye las primeras tablas de mortalidad. Incluso, en algunas de ellas, logra formar algunos rangos etarios donde la probabilidad de fallecimiento puede llegar a ser analizada de manera conjunta.

Makeham (1860), matemático y además actuario, 35 años más tarde, argumenta mediante datos experimentales que la ley de mortalidad propuesta por Gompertz no se ajusta estrictamente a los datos de la realidad. Para ello, propone ajustarlo logarítmicamente haciendo que la probabilidad de muerte sea más cercana a los datos encontrados por el autor. Makeham propone las primeras tablas de mortalidad utilizadas por el gobierno para anualidades en planes de retiro por jubilación o incapacidad. Años más tarde, Breslow y Crowley (1974) demuestran que la probabilidad de supervivencia a medida que suceden los años sigue una distribución asintótica normal.

En este orden de ideas, existen numerosos trabajos empíricos que delinean el patrón de mortalidad a partir de ajustes de datos históricos. En esa línea de estudios, la Figura 4 presenta la probabilidad de muerte de una persona a diferentes edades, con estimaciones de datos de la población

de Estados Unidos para el año 2003. Como puede observarse, la tasa de mortalidad crece exponencialmente a partir de edades superiores a 30 años.

Figura 4. Probabilidad de muerte anual según edad.



Fuente: Adaptado de *National Vital Statistics Report* (2006).

En cuanto a las estadísticas oficiales, en la Tabla A.1 del Apéndice se presentan las tasas de mortalidad según la *Commissioner Standard Ordinary* (CSO por sus siglas en inglés, 2001). De acuerdo a la información provista por el Boletín Oficial, Resolución 697/2018 “las aseguradoras deberán utilizar la Tabla de Mortalidad CSO 2001 al setenta y cuatro por ciento (74%)” (p. 63). La estimación es realizada por edad y está desagregada entre hombres y mujeres, subdividiéndose, a su vez, entre fumadores y no fumadores.

5. Aplicación empírica y resultados.

Teniendo en cuenta las características descriptas para el estudio de caso presentado, se resuelve proceder con la valoración de un contrato de vida individual, temporario, cuya siniestralidad está representada por la muerte del asegurado, con una estimación de prima nivelada, es decir, constante durante la vigencia del contrato.

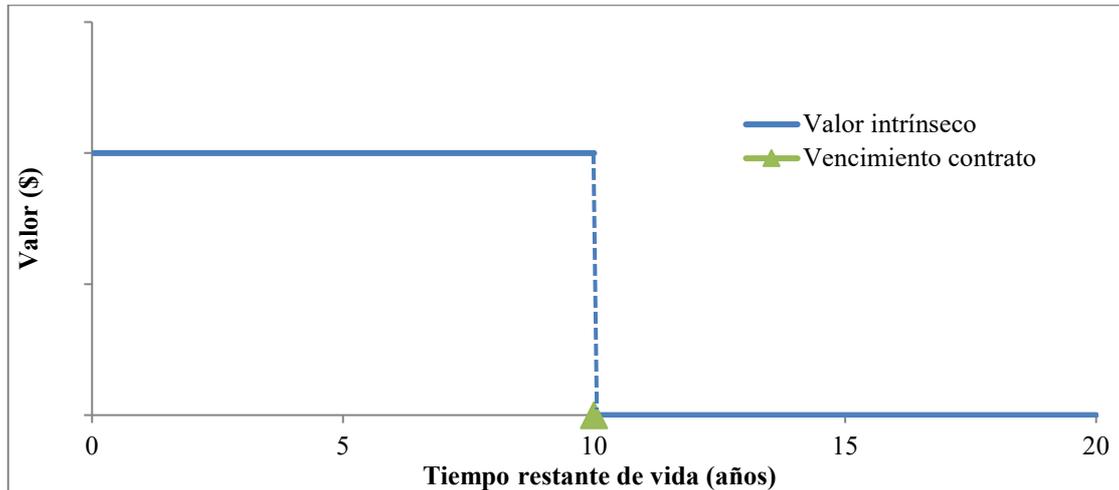
Para ello, en primer lugar, se identifica que dicho contrato se asimila a una opción exótica de tipo digital pura, también conocida como *cash or nothing*, que son opciones binarias con un pago total o nulo en función a la ocurrencia del evento. Esto es, si el tomador del seguro fallece durante la vida del contrato, su beneficiario cobra el monto asegurado, y caso contrario, no hay pago alguno.

Por las reglas del contrato se identifica una opción tipo *put*, dado que al producirse el siniestro el beneficiario de la opción cobra el pago fijo. El activo subyacente es el tiempo restante de vida, variable estocástica que determina el siniestro que da lugar al pago: si el tiempo restante de vida es menor al plazo del contrato del seguro de vida, la opción se encuentra dentro del dinero, siendo su valor intrínseco Q ; mientras que si el tiempo restante de vida supera el plazo del contrato, la opción se encuentra fuera del dinero, siendo el valor intrínseco nulo. De esta forma, el valor intrínseco o terminal es una función discontinua, tal como se exhibe en Ecuación 9 y Gráfico 1, asumiendo un plazo de cobertura de la póliza de 10 años.

$$VI = \begin{cases} Q & \text{si } t < T \\ 0 & \text{si } t > T \end{cases} \quad (9)$$

siendo VI el valor intrínseco, Q el pago fijo, t el tiempo restante de vida y T el vencimiento del contrato.

Gráfico 1. Valor intrínseco de un put digital puro.



Fuente: Elaboración propia.

Como se observa en la Tabla 2, se considera un seguro con los siguientes parámetros y su analogía con la opción exótica que lo replica.

Tabla 2. Analogía entre los contratos y definición de parámetros del modelo a estimar.

Seguro de vida	Opción exótica digital pura
Prima pura de la póliza	Valor de la opción exótica digital pura
Esperanza de vida	Precio del activo subyacente (S): variable estocástica. En la opción exótica digital pura equivale al tiempo restante de vida (t): variable incierta
Plazo del contrato = 10 años	Precio de ejercicio (X) de opción tradicional. En este caso vencimiento o vigencia del contrato (T) = 10 años
Probabilidad de muerte del asegurado	Probabilidad de ejercicio de la opción $N(-d_2)$. En este caso, probabilidad condicional $t < T$ (tiempo restante de vida menor al tiempo de vencimiento del contrato) Esta estimación condensa la información de las dos variables precedentes
Monto asegurado fijo =US\$ 10.000	Valor intrínseco de la opción cuando esta se encuentra dentro del dinero. Pago fijo a recibir (Q) = US\$ 10.000
Tasa garantizada	Tasa libre de riesgo (Rf) = 2% anual

Fuente: Elaboración propia.

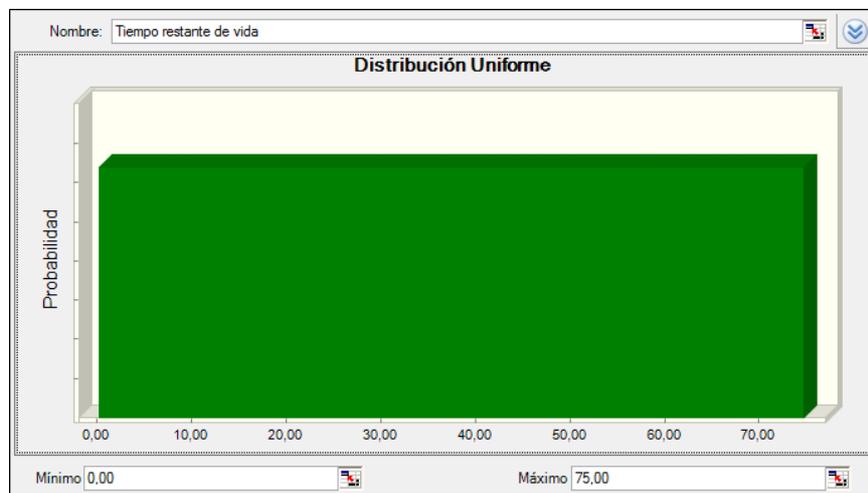
Teniendo en cuenta la definición de parámetros precedente, se presenta un conjunto de casos de valoración del seguro bajo estudio en las subsecciones siguientes, comenzando con una situación

simplificada y luego presentando extensiones que cambian algunos supuestos que generan resultados más reales y complejos.

5.1. Caso simple: distribución uniforme continua.

En este primer caso sencillo, el beneficiario del asegurado cobra el monto fijo en caso de que ocurra el siniestro. Para comenzar con un caso ilustrativo, se propone que el tiempo restante de vida se distribuye continua y uniformemente, en un intervalo definido entre 0 y 75 años, esto es, por encima de la edad actual del asegurado, que claramente alcanza el momento presente con vida (Considerando que el asegurado debe ser mayor de 14 años para contratar el seguro, se estaría definiendo la edad de muerte entre 15 y 90 años (15+75). Si bien la edad del límite superior supera la edad para contratar el seguro de vida de acuerdo a las condiciones de la póliza, la valoración se realiza teniendo en cuenta la probabilidad prorrateada en ese intervalo de tiempo). Esto sería análogo a suponer que la prima del seguro se cotiza nivelada, esto es promediando todos los rangos de edad venideros.

Figura 5. Definición de la variable estocástica bajo una distribución uniforme.

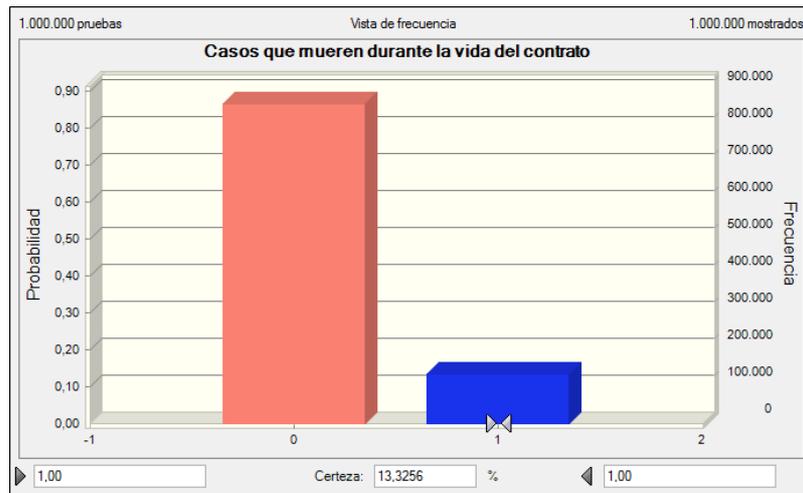


Fuente: Elaboración propia utilizando software de simulación.

Se realizan simulaciones con 1.000.000 de iteraciones para determinar la probabilidad de morir durante el plazo de contrato. Esto es, si la variable incierta “tiempo restante de vida” supera los 10 años, el asegurado no ejerce su derecho por lo que la muerte no ocurre durante la vida del contrato, mientras que la probabilidad del siniestro se computa en caso contrario. La función que determina los casos que mueren se define formalmente como una condicional, donde si $(t > T; 0; 1)$, donde t el tiempo restante de vida, T el vencimiento del contrato y la variable binaria toma valor unitario cuando ocurre el siniestro.

Por ello, a partir de los casos que fallecen durante la vida del contrato mediante la simulación, se calcula un promedio ponderado, alcanzando una probabilidad de muerte acumulada en 10 años de 13,3256%, como se muestra en la Figura 6. Dicha probabilidad representa las oportunidades de que la opción put digital pura se encuentre dentro del dinero, es decir $N(-d_2)$.

Figura 6. Estimación de la probabilidad de ejercicio con distribución uniforme.



Fuente: Elaboración propia utilizando software de simulación.

Esto permite estimar un valor para la opción digital pura de US\$ 1.091 (Tabla 3), que se trataría de una prima alta para la población relativamente joven, debido a la sobreestimación de la probabilidad de muerte que asigna la distribución uniforme en la etapa activa de la vida; y una prima baja para la población más longeva. Debemos aclarar que éste es el valor del contrato para 10 años, lo que arroja una anualidad equivalente a US\$ 121,46, o bien US\$ 10,23 mensuales.

Tabla 3. Inputs y valor según modelo de Black & Scholes con distribución uniforme.

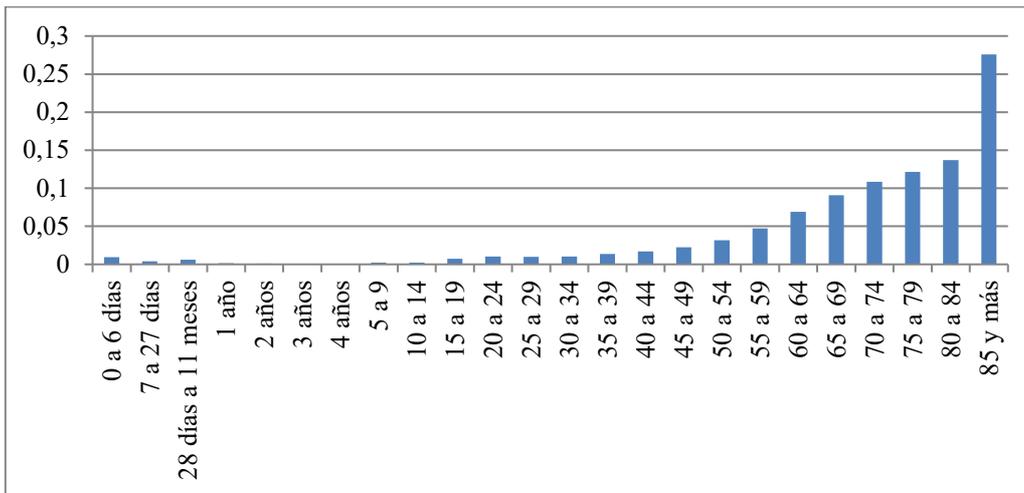
$N(-d_2)$	0,13326
Q	\$ 10.000
Rf	2%
T	10
Valor opción exótica	US\$ 1091

Fuente: Elaboración propia.

5.2. Distribución ajustada a datos actuales de Argentina.

Teniendo en cuenta la simplificación excesiva que provoca asumir que el tiempo restante de vida se distribuye continua y uniformemente, se presenta a continuación un nuevo caso en donde la distribución estocástica de la variable incierta se ajusta a los datos reales que provee el Ministerio de Salud y Desarrollo Social de la Nación Argentina, en el anuario de 2017 (disponible en: <http://www.deis.msal.gov.ar/index.php/anuario-2017/>. Fecha de consulta: 31/07/2019). A partir de los datos que se proveen sobre cantidad de muertos por edad en todo el país como jurisdicción, se realizaron los cálculos de las frecuencias para los rangos etarios de interés, es decir, los mayores de 15 años. La ventaja de trabajar con este enfoque es poder prescindir de las tablas de mortalidad provistas por las Superintendencia de Seguros de la Nación y ajustar la distribución a datos locales y actuales de la región bajo estudio. A partir del mencionado análisis se arriba a la distribución de frecuencias que presenta el Gráfico 2.

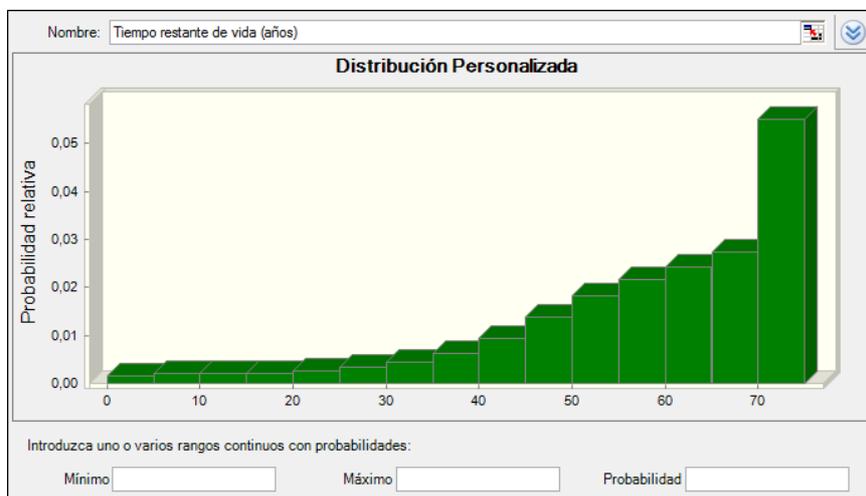
Gráfico 2. Frecuencia de mortalidad por rango etario.



Fuente: Elaboración propia con base en datos de Ministerio de Salud y Desarrollo Social de la Argentina.

A partir de la distribución de frecuencias presentada se define estocásticamente el tiempo de vida restante para un individuo de 15 años (que luego es sensibilizado para edades superiores), mediante una distribución personalizada, continua y creciente hacia la derecha, espejo con la distribución exponencial (Figura 7).

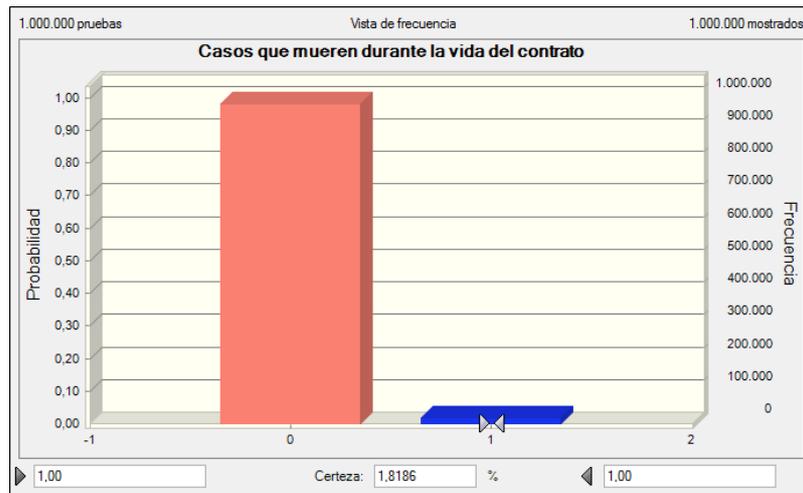
Figura 7. Definición de la variable estocástica bajo una distribución ajustada a los datos.



Fuente: Elaboración propia utilizando software de simulación.

Se repite el procedimiento de contabilizar del millón de iteraciones, en cuántos casos se ejercería la opción, es decir, fallecerían dentro del plazo del contrato (10 años). Se recuerda que la función que determina los casos que mueren se define formalmente como una condicional, donde si $(t > T; 0; 1)$. Los resultados se presentan en la Figura 8.

Figura 8. Estimación de la probabilidad de ejercicio con distribución personalizada.



Fuente: Elaboración propia utilizando software de simulación.

La baja probabilidad de ejercicio de la opción *put* digital pura, de 1,8186% se debe a la edad de partida del asegurado, un joven que atraviesa la década con menor probabilidad de muerte durante la vida del contrato. A partir de esta probabilidad, que representa $N(-d_2)$, se calcula en la siguiente tabla el valor de la opción exótica, que arroja un monto mínimo de US\$ 149 para los 10 años.

Tabla 4. Inputs y valor según modelo de Black & Scholes con distribución personalizada.

$N(-d_2)$	0,018186
Q	\$ 10.000
Rf	2%
T	10
Valor opción exótica	US\$ 149

Fuente: Elaboración propia

5.3. Distribución ajustada a datos de Argentina y análisis de sensibilidad según la edad.

En esta subsección se repite el procedimiento anterior, pero tomando casos en los que el asegurado tiene 30, 40, 50, 60 ó 70 años al momento de la contratación del seguro (este último caso no suele tener disponible la opción de un seguro de vida de acuerdo a las cláusulas de las pólizas analizadas, salvo pacto contrario). Las distribuciones definidas para la variable tiempo restante de vida son ajustadas en cada caso, considerando que llegaron a cada una de esas edades con vida. Los gráficos de suposiciones sobre la variable estocástica y las figuras con la probabilidad de ejercicio con distribución personalizada para cada caso pueden encontrarse en el apéndice de este trabajo (Figuras A.1 a A.10).

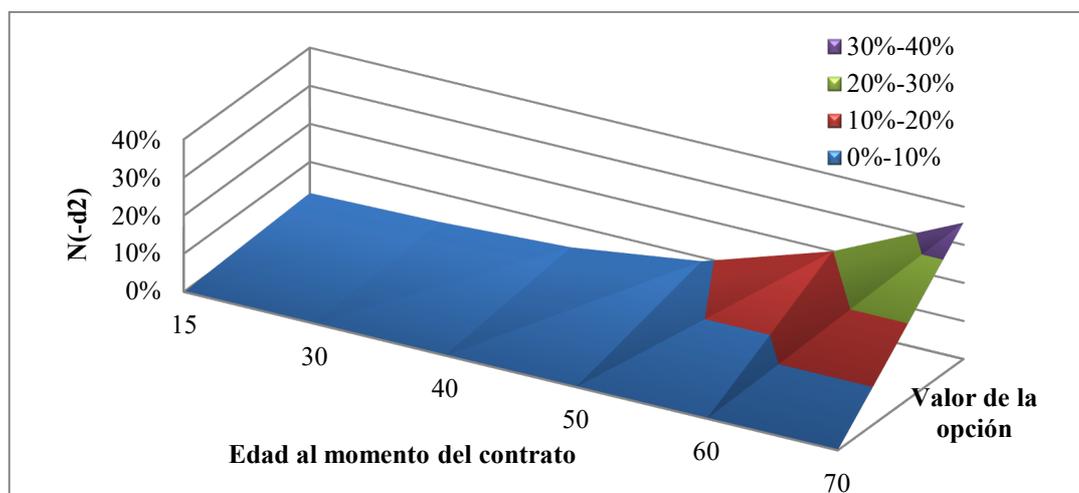
Los resultados se resumen en la Tabla 5, donde puede observarse que la probabilidad $N(-d_2)$ es creciente cuando se incrementa la edad del asegurado, lo que aumenta la probabilidad del ejercicio de la opción y, por lo tanto, su valor. Sin embargo y como es esperable, las relaciones entre las variables no son lineales sino más bien crecientes exponencialmente (Gráfico 3).

Tabla 5. Estimación del valor de la opción para diferentes edades del asegurado con distribución personalizada.

Si el asegurado tiene	N(-d2)	Valor opción exótica
15 años	1,8186%	US\$ 149
30 años	2,5338%	US\$ 207
40 años	4,2591%	US\$ 349
50 años	8,9681%	US\$ 734
60 años	19,9163%	US\$ 1.631
70 años	35,7986%	US\$ 2.931

Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 3. Relaciones entre la edad, la probabilidad de ejercicio y el valor de la opción.



Fuente: Elaboración propia.

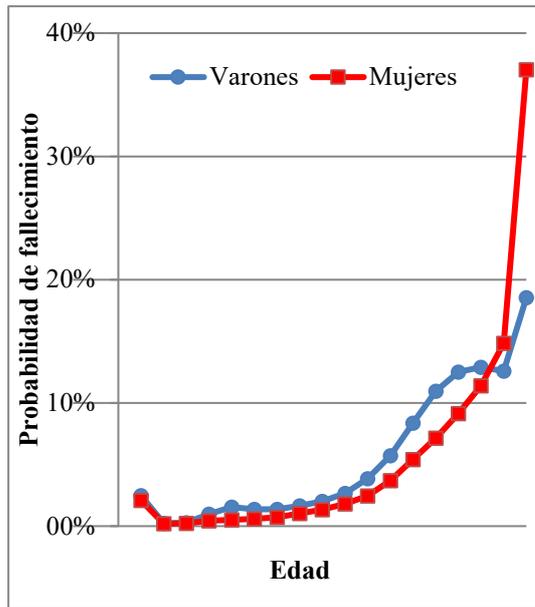
Es interesante remarcar que comparando los resultados precedentes con los presentados en el apartado 5.1 en el que se asume una distribución continua uniforme sobre los años de vida residual, la probabilidad de ejercicio y el valor de la opción se encuentran en el rango de valores que se define para los asegurados de entre 50 y 60 años, suponiendo la distribución personalizada que se ajusta a los datos del Ministerio de Salud y Desarrollo Social.

5.4. Distribución ajustada a datos de Argentina, teniendo en cuenta edad y género.

Considerando no solo la edad, sino también el género del asegurado, se desagrega el análisis realizado anteriormente. En este caso, con fines ilustrativos se presentan los resultados de un asegurado de 40 años de edad.

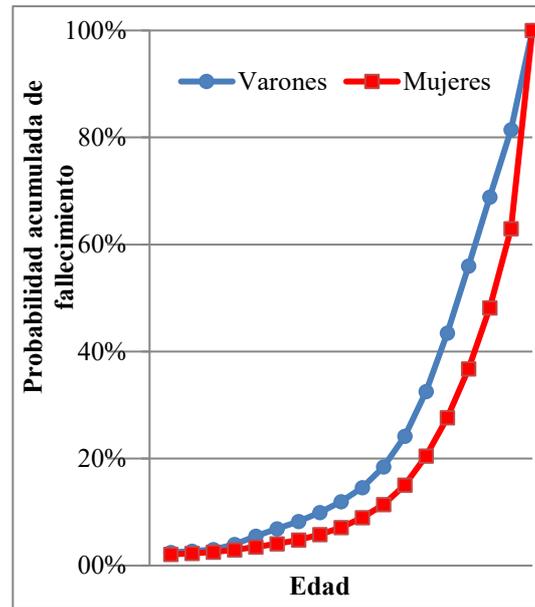
También en esta estimación, la distribución estocástica de la variable incierta se ajusta a los datos reales que provee el Ministerio de Salud y Desarrollo Social de la Nación Argentina. A partir de esa información se estima la probabilidad y probabilidad acumulada de fallecimiento por género, según se expone en los Gráficos 4 y 5.

Gráfico 4. Probabilidad de fallecimiento por género.



Fuente: Elaboración propia partiendo de datos del Ministerio de Salud y Desarrollo Social de Argentina.

Gráfico 5. Probabilidad acumulada de fallecimiento por género.



Fuente: Elaboración propia partiendo de datos del Ministerio de Salud y Desarrollo Social de Argentina.

Como puede observarse, el patrón de mortalidad de los hombres presenta un incremento de la probabilidad de fallecimiento a edades más tempranas, cuestión que se compensa para adultos mayores.

A partir de los datos, se realizan las estimaciones para definir las distribuciones de probabilidad personalizadas por género, según se expone en las figuras del apéndice del trabajo (A.11 a A.14). De este modo, para un asegurado de 40 años de edad puede estimarse una probabilidad de mortalidad durante la vigencia de la póliza de 10 años de 5,17% en caso de los individuos de género masculino, mientras que la misma es de 3,33% para el género femenino. Esto arroja valores para la opción de US\$ 423 y US\$ 273 respectivamente (Tabla 6), lo que representa una variación de entre 21 y 22% respecto al caso base en el que no se diferenciaba el género del asegurado.

Tabla 6. Estimación del valor de la opción para asegurado según género con distribución personalizada.

Si el asegurado es	N(-d2)	Valor opción exótica	Δ caso base
Masculino con 40 años	5,1701%	US\$ 423	+21,2%
Femenino con 40 años	3,3305%	US\$ 273	-21,7%
Caso general 40 años	4,2591%	US\$ 349	0,0%

Fuente: Elaboración propia

5.5. Comparación de los resultados con las primas de mercado.

Los valores encontrados en este análisis de casos mediante opciones exóticas son ajustados y comparados con pólizas de seguro contratadas en el ámbito local. Para tal fin se procede con un cálculo intermedio de proporcionar la prima estimada para 10 años a un horizonte temporal de un año, a partir

de asumir que el valor teórico corresponde al monto actualizado de la prima anual, descontando los flujos a la tasa libre de riesgo en dólares presentada en las secciones anteriores. Al valor de la prima anual se le agrega un monto de 13,31% en concepto de cargos financieros y administrativos, que es el porcentaje promedio que representan estos conceptos sobre la prima, con base en siete contratos de seguros de vida analizados (dicho porcentaje ronda específicamente entre 11,64% y 14,22%).

Tabla 7. Ajustes sobre el valor teórico estimado a los fines de su comparación.

Si el asegurado es	Concepto	Monto
Masculino con 40 años	Valor prima 10 años	US\$ 423,00
	Valor prima anual	US\$ 47,09
	Valor premio anual	US\$ 53,36
Femenino con 40 años	Valor prima 10 años	US\$ 273,00
	Valor prima anual	US\$ 30,39
	Valor premio anual	US\$ 34,44

Fuente: Elaboración propia.

Debido a la confidencialidad de los datos, las pólizas no son presentadas individualmente en este trabajo, pero corresponden a siete contratos de cuatro compañías aseguradoras locales privadas. De manera agregada y a través de promedios simples para las condiciones del sujeto informadas y un monto asegurado equivalente a US\$ 10.000, en la Tabla 8 se presentan los resultados comparativos para dos sujetos de edad media.

Tabla 8. Comparación de valores teóricos y premio de mercado.

Condición del sujeto	Estimación teórica	Premio de mercado
Masculino con 40 años	US\$ 53,36	US\$ 114,75
Femenino con 40 años	US\$ 34,44	US\$ 106,50

Fuente: Elaboración propia.

En términos generales, los valores de mercado superan en más del doble a los valores teóricos estimados. Cabe recordar que, teniendo en cuenta que los casos desarrollados en las secciones previas no consideran cargos financieros ni administrativos, los valores de las primas puras fueron ajustados para incorporarlos (Tabla 7). A efectos de mejorar la comparabilidad, se ajustó la prima por el monto asegurado y se consideró el rango etario al que pertenecía el individuo en particular.

Los resultados obtenidos entre las primas teóricas y de mercado arrojan diferencias por diversos motivos potenciales que se resumen en la Tabla 9, entre los que se pueden destacar que dentro del valor teórico alcanzado, no se encuentra incluida ningún tipo de rentabilidad para la empresa aseguradora, cuestión que sí incorporan las pólizas de mercado. Esta discrepancia suavizaría la diferencia entre el valor teórico y de mercado, pero dada la magnitud del diferencial encontrado, difícilmente se revierte la relación entre los valores. Entre otros posibles motivos sobre los factores que pueden llevar a esta sobrevaloración en las primas observadas se resumen: las diferencias en las estimaciones de las probabilidades de muerte, el tamaño de la muestra de pólizas analizadas y su circunscripción a un área local, el incentivo generado por la rentabilidad de los fondos acumulados del asegurado y el potencial retiro de ellos (opción de salida). En futuros trabajos de investigación se pretende abordar el análisis del valor añadido producto de la opcionalidad contenida en este tipo de contratos.

Tabla 9. Causas potenciales de las diferencias entre valor teórico y de mercado.

Origen de la causa	Observaciones
Características de los datos utilizados	<p>Con la intención de realizar una estimación con fuentes alternativas, y tal como se relató previamente, no se utilizaron las tablas actuariales suministradas por la Superintendencia de Seguros de la Nación. Esto puede provocar divergencias dado que los datos probabilísticos utilizados se calculan a partir de cifras oficiales, informadas por el Ministerio de Salud y Desarrollo Social de la Nación Argentina, y si bien son datos de la zona geográfica del estudio, podrían existir diferencias en la probabilidad de muerte respecto a la población que contrata un seguro de este tipo, por la condición socio-económica y biométrica de origen, aunque esto reduciría aún más la prima teórica estimada, incrementando la diferencia de la Tabla 8.</p> <p>Por otro lado, que los valores de mercado se basen en una muestra no probabilística de siete contratos provenientes de cuatro compañías aseguradoras locales, no asegura que los valores sean generalizables a la población de contratos de seguros de vida suscriptos en el país.</p>
Método de valoración	<p>El uso de modelos de valoración de opciones financieras para el cálculo de la prima teórica, en lugar de la utilización del cálculo actuarial tradicional puede ser causa de divergencias. Este último es objetivo en probabilidades que se ajustan al perfil del tomador, pero no se incorpora flexibilidad estratégica, dado que su cálculo consiste en un valor actual simple.</p>
Margen de rentabilidad de empresas aseguradoras	<p>La rentabilidad de la empresa aseguradora no es considerada en el análisis previo. La incorporación de este concepto incrementaría el monto teórico, reduciendo la diferencia entre los valores presentados en la Tabla 8.</p>
Otras opciones que presenta el contrato de seguro	<p>Los movimientos del fondo acumulado y la opción de salida del seguro de vida no se incorporaron en el análisis con opciones exóticas.</p> <p>El hecho de que la prima se convierta en una inversión financiera podría provocar un incremento de magnitud, debido a la rentabilidad esperada de fondo, moderando la diferencia entre los valores teóricos y de mercado de la Tabla 8.</p>

Fuente: Elaboración propia.

6. Conclusiones.

El trabajo realiza una valoración teórica de un seguro de vida analizándolo como una opción exótica del estilo digital pura o pulso, también denominada *cash or nothing*. La misma se evalúa a través del método del Black-Scholes ajustado, para diferentes escenarios de datos demográficos de los asegurados y realizando simulaciones de Monte Carlo para modelar la distribución de probabilidad de la vida residual del individuo al momento de la suscripción de la póliza. Los resultados permiten complementar el análisis actuarial, iluminando los efectos explícitos que provocan los cambios en las condiciones del asegurado y su ajuste de la función de probabilidad de supervivencia. Como es esperable, para individuos de menor edad y género femenino se obtienen los contratos con menores costos. El valor de la opción aumenta al sensibilizar la edad para asegurados mayores, creciendo exponencialmente debido al incremento de la probabilidad de ejercicio ($N(-d_2)$).

Dentro de las limitaciones del trabajo se puede mencionar que, si bien el modelo de Black-Scholes-Merton es el más utilizado para valorar opciones financieras, podría suceder que los supuestos propios del método sean demasiado contundentes para aplicarlos a opciones exóticas de este tipo, aunque el modelo fue adaptado en su aplicación. Asimismo, se testearon algunas distribuciones de probabilidad para la variable estocástica, estando pendiente el análisis de distribuciones alternativas y el uso de modelos más explícitos y adaptables como el binomial.

Como futura línea de investigación es de interés analizar el valor de los seguros de vida con opcionalidad, por ejemplo, con posibilidad de retiro del fondo acumulado. En estos casos, aparecería una nueva opción exótica, en simultáneo con la digital pura, del estilo asiática, en las que a partir de un determinado momento de tiempo se puede retirar el fondo acumulado o dejarlo invertido en la aseguradora para que siga capitalizando. La regla de decisión del asegurado es retirar el fondo cuando el valor actual del mismo sea superior al valor esperado del pago fijo de la opción digital, capitalizado a la misma tasa.

Asimismo, se pretende ampliar el análisis de seguros de vida en Argentina y realizar la comparación con otros países de la región, en los que este tipo de contratos presenten mayor relevancia en la industria aseguradora.

Agradecimientos

Este artículo fue desarrollado en el marco del Proyecto de Grupo de Investigación sobre “Derivados exóticos aplicados a problemas de valuación de activos no financieros”, dirigido por la Dra. Gabriela Pesce con la co-dirección del Dr. Gastón Milanesi (PGI 24/C054).

Referencias

- Black, F., & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3), 637-654. <https://doi.org/10.1086/260062>
- Boletín Oficial de la República Argentina (2018). Legislación y Avisos Oficiales. Superintendencia de Seguros de la Nación. *Resolución 697/2018*. Recuperado de <https://www.boletinoficial.gob.ar/detalleAviso/primera/188883/20180726>.
- Breslow, N., & Crowley, J. (1974). A Large Sample Study of the Life Table and Product Limit Estimates under Random Censorship. *The Annals of Statistics*, 2(3), 437-453. <https://doi.org/10.1214/aos/1176342705>
- Casparri, M.T., & García, J. (2010). *Algunas innovaciones financieras para La gestión del riesgo global*. Buenos Aires: Editorial de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Buenos Aires, Argentina.
- Cummins, J.D. (1990). Asset pricing models and insurance ratemaking. *ASTIN Bulletin: The Journal of the IAA*, 20(2), 125-166. <https://doi.org/10.2143/AST.20.2.2005438>
- Cummins, J.D. (1991). Statistical and financial models of insurance pricing and the insurance firm. *The Journal of Risk and Insurance*, 58(2), 261-302. <https://doi.org/10.2307/253237>
- D'Arcy, S.P., & Doherty, N.A. (1988). *The financial theory of pricing property-liability insurance contracts*. SS Huebner Foundation for Insurance Education, Wharton School, University of Pennsylvania. <https://doi.org/10.2143/ast.18.2.2014953>

- del Pozo, E.M. (2001). *Modelos de opciones aplicados al seguro* (No. 01-09). Madrid: Universidad Complutense de Madrid, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales.
- Fernández, P., & Ariño, M.A. (1996). *Derivados exóticos*. Documento de investigación 308. Centro Internacional de Investigación Financiera (CIIF) y División de Investigación IESE, Universidad de Navarra.
- Gaarder, E. (2007). *Derivatives: Models on Models*. Chichester, United Kingdom: John Wiley & Sons.
- García, J.J., Sancha, M.P., Tejero, C., & Toscano, D. (2000). Opciones “exóticas”. *Boletín Económico de ICE*, 2673, 1-8.
- Gatzert, N., & Schmeiser, H. (2006). Implicit options in life insurance: Valuation and risk management. *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft*, 95(1), 111-128. <https://doi.org/10.1007/BF03353443>
- Gompertz, B. (1825). On the Nature of the Function Expressive of the Law of Human Mortality, and on a New Mode of Determining the Value of Life Contingencies. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, 115, 513-583. <https://doi.org/10.1098/rstl.1825.0026>
- Hull, J. (2012). *Options, Futures and other Derivatives* (12^a ed.). Harlow, United Kingdom: Pearson Education Global Edition.
- Hull, J. (2014). *Introducción a los mercados de futuros y opciones* (8^a ed.). Madrid, España: Editorial Pearson.
- Kolb, R. (2003). *Futures, Options, and Swaps*. Oxford, United Kingdom: Blackwell Publishing.
- Kolb, R., & Overdahl, J. (2010). *Financial derivatives. Pricing and risk management*. New Jersey, United States: John Wiley & Sons.
- Ley N° 17.418 (1967). *Ley de Seguros*. Boletín Oficial de la República, Buenos Aires, Argentina, 30 de agosto de 1967.
- Luoma, A., Puustelli, A., & Koskinen, L. (2008). Bayesian analysis of participating life insurance contracts with American-style options. In *Proceedings of AFIR Colloquium*. http://www.actuaries.org/AFIR/Colloquia/Rome2/Koskinen_Luoma_Puustelli.pdf
- Makeham, W.M. (1860). On the Law of Mortality and the Construction of Annuity Tables. *The Assurance Magazine and Journal of the Institute of Actuaries*, 8(6), 301-310. <https://doi.org/10.1017/s204616580000126x>
- Melinsky, Pellegrinelli y Asoc. (2019). *Tablas de mortalidad*. Recuperado de <http://www.melpel.com.ar/?p=678>. Fecha de consulta: 01/08/2019.
- Merton, R.C. (1973). Theory of rational option pricing. *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4(1), 141-183. <https://doi.org/10.2307/3003143>
- National Vital Statistics Report (2006). United States Life Tables 2003, by Elizabeth Arias. *National Vital Statistics Reports*, 54(14), 1-40. https://www.cdc.gov/nchs/data/nvsr/nvsr54/nvsr54_14.pdf
- Whaley, R. (2006). *Derivatives: Markets, Valuation and Risk Management*. New Jersey, United States: John Wiley & Sons.

Wilmott, P. (2009). *Frequently Asked Questions in Quantitative Finance*. London, United Kingdom: John Wiley & Sons.

Yin, R. (2005). *Estudo de caso: planejamento e métodos* (3ª ed.). Porto Alegre, Brasil: Bookman.

Apéndices

Tabla A.1. Mortalidad según *Commisioner Standard Ordinary* 2001.

Edad	Probabilidad de fallecimiento - $q(x)$ * 1000					
	Hombres			Mujeres		
	General	No Fumador	Fumador	General	No Fumador	Fumador
0	0.970			0.480		
1	0.560			0.350		
2	0.390			0.260		
3	0.270			0.200		
4	0.210			0.190		
5	0.210			0.180		
6	0.220			0.180		
7	0.220			0.210		
8	0.220			0.210		
9	0.230			0.210		
10	0.230			0.220		
11	0.270			0.230		
12	0.330			0.270		
13	0.390			0.300		
14	0.470			0.330		
15	0.610			0.350		
16	0.740	0.740	0.790	0.390	0.390	0.410
17	0.870	0.850	0.970	0.410	0.410	0.460
18	0.940	0.920	1.110	0.430	0.420	0.500
19	0.980	0.940	1.210	0.460	0.450	0.540
20	1.000	0.950	1.270	0.470	0.450	0.580
21	1.000	0.950	1.330	0.480	0.460	0.610
22	1.020	0.950	1.400	0.500	0.480	0.650
23	1.030	0.960	1.460	0.500	0.480	0.670
24	1.050	0.970	1.540	0.520	0.500	0.720
25	1.070	0.980	1.630	0.540	0.500	0.770
26	1.120	1.020	1.710	0.560	0.530	0.810
27	1.170	1.070	1.810	0.600	0.570	0.870
28	1.170	1.050	1.820	0.630	0.580	0.920
29	1.150	1.030	1.810	0.660	0.620	0.990
30	1.140	1.020	1.800	0.680	0.640	1.030
31	1.130	1.010	1.800	0.730	0.680	1.120
32	1.130	1.010	1.820	0.770	0.720	1.190
33	1.150	1.040	1.870	0.820	0.760	1.280
34	1.180	1.060	1.940	0.880	0.820	1.390
35	1.210	1.090	2.000	0.970	0.890	1.530
36	1.280	1.150	2.110	1.030	0.950	1.650
37	1.340	1.200	2.230	1.110	1.030	1.790
38	1.440	1.290	2.400	1.170	1.070	1.880
39	1.540	1.370	2.570	1.230	1.130	2.000
40	1.650	1.460	2.770	1.300	1.200	2.120
41	1.790	1.580	3.030	1.380	1.270	2.260
42	1.960	1.730	3.330	1.480	1.350	2.430
43	2.150	1.900	3.690	1.590	1.450	2.630
44	2.390	2.100	4.120	1.720	1.570	2.860
45	2.650	2.330	4.570	1.870	1.710	3.130
46	2.900	2.550	4.990	2.050	1.870	3.430
47	3.170	2.790	5.460	2.270	2.070	3.810
48	3.330	2.930	5.720	2.500	2.290	4.280
49	3.520	3.090	6.020	2.780	2.530	4.810
50	3.760	3.320	6.450	3.080	2.810	5.390
51	4.060	3.590	6.960	3.410	3.120	6.020
52	4.470	3.960	7.660	3.790	3.470	6.710
53	4.930	4.360	8.450	4.200	3.850	7.440
54	5.500	4.870	9.440	4.630	4.250	8.240
55	6.170	5.500	10.560	5.100	4.680	9.080
56	6.880	6.140	11.700	5.630	5.180	9.980
57	7.640	6.830	12.910	6.190	5.700	10.940
58	8.270	7.420	13.860	6.800	6.260	11.870
59	8.990	8.100	14.960	7.390	6.820	12.900
60	9.860	8.920	16.290	8.010	7.400	13.970

61	10.940	9.920	17.940	8.680	8.030	15.080
62	12.250	11.140	19.930	9.390	8.720	16.330
63	13.710	12.510	22.140	10.140	9.430	17.580
64	15.240	13.950	24.400	10.960	10.200	18.900
65	16.850	15.470	26.630	11.850	11.050	20.340
66	18.470	17.010	28.780	12.820	11.990	21.870
67	20.090	18.570	30.870	13.890	13.020	23.590
68	21.850	20.250	33.070	15.070	14.170	25.480
69	23.640	21.990	35.250	16.360	15.430	27.530
70	25.770	24.100	37.890	17.810	16.820	29.820
71	28.150	26.460	40.780	19.470	18.420	32.430
72	31.320	29.560	44.710	21.300	20.210	35.310
73	34.620	32.830	48.660	23.300	22.150	38.410
74	38.080	36.270	52.650	25.500	24.280	41.810
75	41.910	40.030	57.290	27.900	26.640	45.230
76	46.080	44.130	62.230	30.530	29.230	48.960
77	50.920	48.890	67.940	33.410	32.080	52.970
78	56.560	54.450	74.540	36.580	35.230	57.290
79	63.060	60.870	82.050	40.050	38.630	61.960
80	70.140	67.870	90.070	43.860	42.430	66.990
81	78.190	75.840	99.050	49.110	47.590	74.070
82	86.540	84.140	108.110	54.950	53.410	81.760
83	95.510	93.090	117.610	60.810	59.210	89.250
84	105.430	103.000	127.940	67.270	65.620	97.300
85	116.570	114.070	140.090	74.450	72.840	105.410
86	128.910	126.340	153.390	80.990	79.390	112.170
87	142.350	139.740	167.690	90.790	89.250	122.890
88	156.730	154.100	182.720	101.070	99.550	133.590
89	171.880	169.250	198.270	112.020	110.530	144.350
90	187.660	185.060	214.130	121.920	120.650	153.050
91	202.440	199.930	228.430	126.850	125.770	154.940
92	217.830	215.430	243.020	136.880	135.840	162.660
93	234.040	231.780	258.100	151.640	150.780	175.100
94	251.140	249.050	273.740	170.310	169.640	190.970
95	269.170	267.190	291.050	193.660	192.920	214.970
96	285.640	283.790	306.330	215.660	215.030	236.910
97	303.180	301.490	322.440	238.480	237.790	258.950
98	321.880	320.380	339.450	242.160	241.690	260.010
99	341.850	340.540	357.420	255.230	254.740	270.770
100	363.190	362.100	376.400	275.730	275.460	289.270
101	380.080	379.210	390.770	297.840	297.550	309.030
102	398.060	397.440	405.920	322.210	322.190	330.780
103	417.200	416.840	421.830	349.060	349.040	354.110
104	437.560	437.480	438.570	378.610	378.600	379.410
105	459.210	459.130	460.150	410.570	410.560	411.320
106	482.220	482.150	483.100	443.330	443.320	444.020
107	506.690	506.620	507.510	476.890	476.880	477.530
108	532.690	532.630	533.440	510.650	510.640	511.240
109	560.310	560.260	561.010	545.810	545.800	546.350
110	589.640	589.590	590.270	581.770	581.760	582.260
111	620.790	620.740	621.350	616.330	616.320	616.780
112	653.840	653.800	654.350	649.850	649.840	650.250
113	688.940	688.910	689.380	680.370	680.360	680.720
114	726.180	726.150	726.560	723.390	723.380	723.690
115	765.700	765.670	766.010	763.410	763.400	763.660
116	807.610	807.590	807.860	804.930	804.920	805.120
117	852.070	852.050	852.260	850.440	850.440	850.590
118	899.230	899.220	899.350	892.440	892.440	892.540
119	949.220	949.220	949.290	935.110	935.110	935.160
120	1000.000	1000.000	1000.000	1000.000	1000.000	1000.000

Fuente: Elaborado por Melinsky, Pellegrinelli & Asoc. (2019).

Figuras A.1 a A.14: Distribuciones estocásticas y probabilidad de ejercicio.

Distribución de vida residual

Estimación de la probabilidad de ejercicio

A.1. Distribución si edad=30



A.2. Probabilidad de ejercicio si edad=30



A.3. Distribución si edad=40



A.4. Probabilidad de ejercicio si edad=40



A.5. Distribución si edad=50



A.6. Probabilidad de ejercicio si edad=50



A.7. Distribución si edad=60



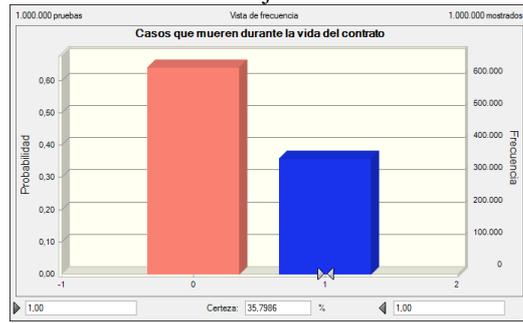
A.8. Probabilidad de ejercicio si edad=60



A.9. Distribución si edad=70



A.10. Probabilidad de ejercicio si edad=70



A.11. Distribución si edad=40 y género masculino



A.12. Probabilidad de ejercicio si edad=40 y género masculino



A.13. Distribución si edad=40 y género femenino



A.14. Probabilidad de ejercicio si edad=40 y género femenino



Fuente: Elaboración propia utilizando software *Crystal Ball* en Microsoft Excel ®.



La importancia de los factores internos y externos en el éxito empresarial

RICO BELDA, PAZ

Universidad de Valencia

Correo electrónico: prico@uv.es

CABRER-BORRÁS, BERNARDÍ

Universidad de Valencia

Correo electrónico: cabrerb@uv.es

RESUMEN

El aumento de la productividad de una determinada economía requiere mejoras en la productividad de sus empresas, lo que se traduce en un mayor éxito empresarial. Cabe señalar que una empresa encaminada hacia el éxito es más productiva. El objetivo del trabajo es analizar cómo influyen los factores internos y los externos a la empresa en su productividad laboral. En este trabajo, se aporta evidencia que permite reconocer la importancia de la calidad de la gestión empresarial, por un lado, y de los factores relacionados con el funcionamiento de los mercados e instituciones, por otro, en la determinación de la productividad de las empresas. Los resultados evidencian que las prácticas de gestión empresarial, la calidad institucional y el entorno a la empresa contribuyen conjuntamente a la productividad empresarial. No obstante, se observan diferencias según el tamaño de las empresas, de forma que las empresas de menor tamaño presentan una menor productividad empresarial, que pueden aumentar si mejoran sus prácticas de gestión y su dotación en capital físico por trabajador. Además, si las instituciones invierten en mejorar el entorno en el que las empresas se localizan, estas verán aumentar la probabilidad de alcanzar un mayor éxito empresarial.

Palabras clave: éxito empresarial, productividad laboral, prácticas de gestión, calidad institucional.

Clasificación JEL: C13; D22; L22; M10.

MSC2010: 62H25; 62J05; 62P20; 91B69.

The importance of internal and external factors in business success

ABSTRACT

Increasing the productivity of an economy requires improvements in the productivity of its companies, and therefore greater business success. It should be noted that a company on the road to success is more productive. The objective of this paper is to analyse how internal and external factors influence the labour productivity of companies. This paper provides evidence that recognises the importance of the quality of business management, on the one hand, and the factors related to the functioning of markets and institutions, on the other, in determining the productivity of companies. The results show that business management practices and the quality of the business environment jointly determine the productivity of companies. However, there are differences according to the size of the companies, so that smaller companies have lower business productivity that can be increased if they improve their management practices and their physical capital endowment per worker. In addition, if institutions invest in improving the environment in which businesses operate, they are more likely to achieve greater business success.

Keywords: business success, labour productivity, management practices, institutional quality.

JEL classification: C13; D22; L22; M10.

MSC2010: 62H25; 62J05; 62P20; 91B69.



1. Introducción.

Está muy extendida la idea de identificar reducido tamaño empresarial con limitada productividad. Teniendo en cuenta esta idea, se considera que para conseguir aumentar la productividad hay que ampliar el tamaño empresarial. Mielgo (2015) indica que los obstáculos al crecimiento empresarial y, por tanto, al incremento de la productividad de las empresas, y así de la economía, se pueden agrupar en factores externos y en factores internos. Entre los factores externos, Mielgo considera la calidad regulatoria e institucional, la legislación fiscal y laboral y el acceso a la financiación. Aunque Mielgo no los considera, también se pueden incluir como factores externos a la empresa, y que pueden influir en su productividad, la dotación tecnológica, el capital humano y el capital emprendedor, del área geográfica donde está localizada. Respecto a los factores internos, que determinan el funcionamiento y organización de la empresa, Mielgo (2015) considera la calidad de las prácticas de gestión, el espíritu emprendedor y lo que denomina aspectos culturales, que pueden ser imperceptibles, pero que, como indica, pueden llegar a ser muy relevantes.

Huerta y Salas (2018) argumentan que, entre los economistas, está bastante extendido el convencimiento de que la reducida dimensión y la baja productividad de las empresas es consecuencia del marco regulatorio, que establece unos umbrales que dificultan el crecimiento empresarial. Como consecuencia de ello, proponen cambios en las políticas públicas que modifiquen dichos umbrales. Sin embargo, Huerta y Salas (2018) dudan de que *per se* la mejora de la dimensión empresarial conlleve una mejora en la productividad. Estos autores plantean la existencia de elevados costes internos de crecer, de forma que, mientras no se actué sobre ellos, se puede influir artificialmente en el tamaño de la empresa, pero sin efectos sobre la productividad, la innovación y la internacionalización, que son los factores que condicionan la competitividad. Asimismo, Huerta y Salas (2014) señalan que el tamaño de las empresas responde a factores como la inversión en formación y conocimiento, la profesionalización de la gestión, la delegación de la capacidad de decisión a niveles más bajos de la jerarquía empresarial y las relaciones cooperativas entre capital y trabajo. Por tanto, la vía para favorecer el tamaño empresarial y, finalmente, la productividad pasa por generar una mayor acumulación de capital humano y conocimiento, dentro de la empresa y también por implementar prácticas de gestión y organización empresarial más participativas. En este sentido, el empoderamiento en las empresas supone una mayor participación de sus empleados y convierte a la empresa en más productiva. En la actualidad está ampliamente reconocido que las empresas son más productivas cuando todos sus empleados tienen más capacidad de tomar decisiones y la autoridad está transferida a todos los niveles de la empresa. El modelo de gestión que busca la autonomía de los empleados conlleva ventajas, tales como una mayor motivación de los trabajadores y, por tanto, aumentos de su productividad, mejora el ambiente de trabajo y la capacidad para resolver problemas, lo que agiliza y optimiza los procesos productivos y, en definitiva, lleva al éxito empresarial.

En el informe de la OCDE (2017, p. 61) se observa que, en algunos países, entre ellos España, Francia, Polonia y República Checa, la relación entre tamaño empresarial, medido por el número de empleados, y la productividad laboral es lineal, de forma que conforme aumenta el tamaño de las empresas aumenta su productividad. Sin embargo, en otros países, como Reino Unido y Países Bajos, la relación no es lineal y, en estos casos, se observa que la productividad laboral de las empresas grandes no es mayor que la de empresas de menor tamaño. Por tanto, no está claro que un aumento del tamaño empresarial conlleve siempre aumentos en la productividad de las empresas. Asimismo, en el mismo informe también se pone en evidencia la existencia de diferencias, entre países, en la productividad laboral de las empresas, lo que hace pensar en la existencia de factores externos que, al margen de los internos, pueden determinar la productividad empresarial.

El objetivo de este trabajo es analizar cómo influyen tanto los factores internos como los externos a las empresas en su productividad laboral. Adicionalmente, se va a agrupar la muestra de empresas, que se utiliza, según el tamaño de las mismas, con el fin comprobar si hay diferencias

significativas en la productividad de las empresas y qué factores explicarían dichas diferencias. En concreto, se va a aportar evidencia que permite corroborar la importancia de la calidad de la gestión empresarial, por un lado, y de los factores relacionados con el funcionamiento de los mercados e instituciones, por otro, en la determinación de la productividad de las empresas. Dado que es un hecho que la gestión empresarial de calidad y un adecuado contexto institucional, donde desarrollar los negocios, conllevan buenos resultados empresariales, nuestra contribución es cuantificar, conjuntamente, la mejora generada por ambos tipos de factores y presentar la mejor estrategia para incrementar la productividad de las empresas. Habitualmente, la literatura se centra o bien en los factores externos o bien en los internos, pero no considera la repercusión conjunta de ambos factores en la productividad de las empresas. Asimismo, se analiza si existe diferencias en la productividad según el tamaño de las empresas y los factores que explicarían dichas diferencias.

Tras esta introducción, el resto del trabajo se organiza de la siguiente forma. El apartado segundo presenta el marco teórico. El tercer apartado recoge la metodología utilizada en el trabajo. El apartado cuarto presenta los datos utilizados y el quinto apartado analiza los resultados obtenidos. Finalmente, el último apartado ofrece las conclusiones y recomendaciones para aumentar la productividad de las empresas.

2. Marco teórico.

La gestión empresarial, como señalan Shahzad et al. (2016), conduce a la creatividad y a un adecuado desempeño organizativo y, por tanto, al éxito empresarial. Para Bloom et al. (2014), las prácticas de gestión son factores importantes para explicar la heterogeneidad y las diferencias en los resultados de las empresas. El proyecto World Management Survey (WMS) ha recopilado datos de prácticas de gestión a nivel de empresa, en diferentes sectores productivos y países (Bloom & Van Reenen, 2007; Bloom et al., 2014). Estas prácticas de gestión son consideradas como una tecnología y, por tanto, como un input de capital intangible, que aumenta la productividad empresarial (Bloom et al., 2014; Bloom et al., 2017a).

Bloom y Van Reenen (2007, 2010), utilizando datos del WMS, obtienen que las empresas con mejores prácticas de gestión tienden a tener mayores resultados. Esta evidencia es confirmada por Bloom et al. (2012a), quienes emplean una muestra de la misma encuesta y por Bloom et al. (2012b), para los países en vías de desarrollo de Asia Central.

En 2010, la Oficina del Censo Americano llevó a cabo la Encuesta de Prácticas de Gestión y Organización (MOPS, por sus siglas en inglés), a más de 30.000 empresas en los Estados Unidos y, con datos de esta encuesta, Bloom et al. (2013, 2017b) obtienen una fuerte correlación positiva entre las prácticas de gestión y el rendimiento empresarial. Por su parte, Brynjolfsson y McElheran (2016), con datos recopilados por la Oficina del Censo Americano, se centran en lo que llaman Prácticas de Toma de Decisiones basadas en Datos (DDD, por sus siglas en inglés). Estos autores encuentran que las empresas que adoptan prácticas DDD tienen rendimientos mayores que las empresas que no presentan estas prácticas.

Broszeit et al. (2016) realizan una encuesta similar a la MOPS entre empresas alemanas y muestran una sólida asociación positiva, y económicamente importante, entre las prácticas de gestión y la productividad laboral. Bryson y Forth (2018) examinan el impacto de las prácticas de gestión en el resultado empresarial en las pequeñas y medianas empresas (PYME) en Gran Bretaña, durante el período 2011-2014, y concluyen que las prácticas de gestión ayudan a las empresas a crecer y a aumentar su productividad. Bruhn et al. (2018) también confirman, para PYME empresas en México, que las prácticas de gestión tienen efectos positivos en la productividad y en los beneficios de las empresas. Rico y Cabrer-Borrás (2020a) obtienen

evidencia de que las diferencias en la productividad laboral de las empresas y, por tanto, de los países se puede explicar, en parte, por las diferencias en las prácticas de gestión de las empresas.

Huerta y Salas (2014), utilizando un análisis de componentes principales, concluyen que la mejora de la productividad empresarial necesita de buenas prácticas de organización y gestión de las empresas, asociadas con la calidad del recurso empresarial y la delegación y cooperación entre empresario y trabajadores.

Por lo que respecta a los factores externos a la empresa, hay que considerar las características del área geográfica en la que se localiza y que tienen repercusiones en su desarrollo. Entre estas características, cabe mencionar los factores institucionales, que incluyen las normas legales y la regulación de los mercados de factores y productos, teniendo una importante repercusión la regulación del mercado laboral. Para Salmerón y Gómez (2012), el entorno institucional se define teniendo en cuenta la existencia de una serie de reglas y requisitos, a los que se someten las organizaciones, y que influyen en la gestión organizativa de éstas. Asimismo, también hay que considerar el desarrollo de los mercados financieros y el nivel de competencia y de seguridad jurídica. Finalmente, también puede influir la dotación tecnológica, el capital humano y el capital emprendedor de donde se ubica la empresa (Rico & Cabrer-Borrás, 2020b).

La mayoría de la literatura se centra en cómo estos factores externos afectan al tamaño empresarial. Así, Kumar et al. (1999), con una muestra de 15 países europeos, concluyen que los países con sistemas judiciales eficientes tienen empresas más grandes y que las restricciones financieras limitan el tamaño empresarial. Para Huerta y Salas (2014), la competencia en los mercados y la flexibilidad del mercado laboral también tienen un efecto positivo en la dimensión empresarial.

El desarrollo de los mercados financieros y el acceso a la financiación externa por empresas y emprendedores son factores que también influyen en la actividad empresarial. Ahora bien, los factores institucionales, como el desarrollo legislativo y la eficiencia judicial, influyen como indican La Porta et al. (1997a) en el desarrollo de los mercados financieros y, por tanto, en las empresas. Asimismo, La Porta et al. (1997b) encuentran una relación positiva entre el grado de confianza generalizada de una economía, medida por el indicador que proporciona el World Values Survey, y una mayor presencia de empresas de mayor tamaño. Por su parte, Bloom y Sadun (2012) evidencian la existencia de relación entre el mismo indicador de confianza y la productividad agregada. Para Salas-Fumás et al. (2013), el efecto de la confianza en el tamaño y la productividad de las empresas se refuerza cuando se acompaña de un uso intensivo de tecnologías de la información.

El exceso o la discontinuidad de regulación, según umbrales de ingresos o tamaño, imponen obstáculos al crecimiento de la empresa y, por tanto, generan reasignaciones ineficientes en el mercado. Almunia y López-Rodríguez (2014), para España, y Garicano et al. (2013) para Francia, muestran que el endurecimiento de la regulación a partir de un determinado umbral genera la acumulación de empresas con tamaños próximos a los niveles del umbral, y que se resisten a aumentar su tamaño, para evitar un mayor control, generando ineficiencias.

3. Metodología.

Se parte de una de las funciones de producción más utilizadas en la literatura, la función Cobb-Douglas (1928), que se especifica de la siguiente forma:

$$Y_i = A_i K_i^\alpha L_i^\beta e^{\gamma_j X_{ij}} \quad (1)$$

donde Y_i es la producción real de la empresa i , A_i es la eficiencia productiva, K_i es el stock de capital físico, L_i es el trabajo y X_{ij} es un vector de j factores adicionales. Además, α es la elasticidad de la producción para el factor capital físico y β la elasticidad de la producción para el factor trabajo.

Dividiendo ambos miembros de la ecuación (1) por L_i y tomando logaritmos, la ecuación se puede reescribir a través del modelo de comportamiento siguiente:

$$\ln\left(\frac{Y_i}{L_i}\right) = \theta + \alpha \ln\left(\frac{K_i}{L_i}\right) + (\beta + \alpha - 1)\ln L_i + \gamma_j X_{ij} + \varepsilon_i \quad (2)$$

donde la variable dependiente es el logaritmo natural de la productividad laboral y el término de eficiencia productiva (A_i) se ha sustituido por una constante (θ) y por un término residual estocástico ε_i .

Alternativamente, y siguiendo a Bloom et al. (2017a), se va a plantear una función de producción Cobb-Douglas para la empresa i en la que se va a incluir como factor de producción las prácticas de gestión de la empresa i (G_i):

$$Y_i = A_i K_i^\alpha L_i^\beta e^{\gamma_j X_{ij}} e^{\delta G_i} \quad (3)$$

Operando como se ha hecho con la ecuación (1), la ecuación (3) se reescribe como el modelo econométrico siguiente:

$$\ln\left(\frac{Y_i}{L_i}\right) = \theta + \alpha \ln\left(\frac{K_i}{L_i}\right) + (\beta + \alpha - 1)\ln L_i + \gamma_j X_{ij} + \delta G_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

Asimismo, también se va a modelizar otro modelo en el que el término de eficiencia productiva (A_i) del modelo (1) se sustituye, además de por una constante (θ) y por un término residual estocástico ε_i , por un vector que incluye los k factores externos a la empresa (E_k), quedando el siguiente modelo:

$$\ln\left(\frac{Y_i}{L_i}\right) = \theta + \alpha \ln\left(\frac{K_i}{L_i}\right) + (\beta + \alpha - 1)\ln L_i + \gamma_j X_{ij} + \varphi_k E_k + \varepsilon_i \quad (5)$$

Finalmente, también en el modelo (3) se sustituirá la eficiencia productiva (A_i) por una constante (θ), por un término residual estocástico ε_i y por un vector que incluye los k factores externos a la empresa (E_k), obteniéndose el modelo econométrico más completo:

$$\ln\left(\frac{Y_i}{L_i}\right) = \theta + \alpha \ln\left(\frac{K_i}{L_i}\right) + (\beta + \alpha - 1)\ln L_i + \gamma_j X_{ij} + \delta G_i + \varphi_k E_k + \varepsilon_i \quad (6)$$

De esta forma, los modelos (2), (4), (5) y (6) permitirán analizar y comparar el efecto que las prácticas de gestión y los factores externos tienen en la productividad laboral de las empresas.

Varios son los factores externos considerados y cabe esperar que estén muy correlacionados, hasta el punto de plantearse cuál de ellos representa mejor el entorno donde las empresas se desarrollan. Para ello, se va a realizar un análisis de componentes principales, con el propósito de seleccionar la variable o variables con más aportación a la explicación de la varianza.

Con el objetivo de comprobar si el comportamiento de la productividad laboral de las empresas es diferente, según el tamaño empresarial, se va a segmentar la muestra aplicando al modelo (6) la descomposición de Blinder (1973) y Oaxaca (1973), distinguiendo entre empresas grandes (más de 250 trabajadores) y empresas de menor tamaño (menos de 250 trabajadores). La descomposición de Blinder y Oaxaca determina que la diferencia de productividad entre los dos grupos de empresas responde a dos componentes. El primer componente, denominado observable

o componente característica, se debe a las diferencias en las variables explicativas de ambos grupos de empresas y el segundo, el componente inobservado, recoge las discrepancias en los parámetros entre los dos grupos de empresas. El objetivo que se persigue con el método de descomposición es determinar qué porcentaje de la diferencia de productividad se debe a las variables explicativas o características, que difieren en ambos colectivos, y qué porcentaje a las distintas repercusiones que dichas características tienen sobre la productividad laboral.

Tras la revisión de la literatura, las hipótesis propuestas son:

H₁: Las prácticas de gestión tienen una influencia positiva en la productividad laboral.

H₂: Los factores externos a la empresa afectan positivamente a su productividad laboral.

H₃: El comportamiento de las empresas es diferente según su tamaño empresarial.

4. Datos y variables.

En este trabajo se utiliza una muestra de empresas de seis países europeos, que incluye a Alemania, España, Francia, Grecia, Portugal, UK. Los datos proceden de diferentes bases de datos, como World Management Survey (WMS), ORBIS, Eurostat, World Economic Forum (WEF), Global Entrepreneurship Monitor (GEM) y el Banco Mundial.

WMS ha recopilado información de las prácticas de gestión a nivel de empresa en diferentes sectores productivos y países. La metodología de WMS se describe en detalle en Bloom y Van Reenen (2007). En concreto, la encuesta utiliza una herramienta de evaluación basada en entrevistas que define y puntúa, de 1 (peor práctica) a 5 (mejor práctica), cada una de las 18 prácticas de gestión que considera. Las prácticas de gestión se agrupan en cuatro áreas: gestión de operaciones; supervisión del rendimiento; fijación de objetivos e incentivos a los trabajadores. Como indican Bloom et al. (2012a), conceptualmente, la encuesta está relacionada con la idea de que los activos intangibles, específicos de la empresa, y los procesos organizacionales son cruciales para determinar sus resultados.

De esta base de datos, y para la encuesta del año 2014, se obtiene la información de las prácticas de gestión de la muestra de empresas utilizada. WMS también proporciona información sobre la antigüedad de la empresa, cuantificada como el período, en años, desde su establecimiento hasta que tiene lugar la encuesta. Asimismo, también facilita una variable que toma valor uno si la empresa es una multinacional.

La base de datos ORBIS ofrece información sobre las cuentas económicas y financieras de las empresas consideradas en la muestra. Después de descartar las observaciones para las que no se tiene información, la muestra consta de 774 observaciones. Para cada una de las empresas de la muestra, ORBIS facilita información sobre el número de empleados, el volumen de activos, las ventas, la rentabilidad y el sector productivo al que pertenece la actividad de la empresa. El activo de las empresas se utiliza como *proxy* del capital físico en la función de producción. La rentabilidad se mide a través del rendimiento del capital empleado (ROCE), que se define como el cociente entre el beneficio antes de intereses e impuestos y el capital total empleado. La variable productividad laboral, utilizada en el modelo, se obtiene como el logaritmo de las ventas anuales por empleado.

Eurostat proporciona información sobre los gastos de I+D por PIB de cada país y WEF (2015) publica el Índice de Capital Humano (KH). Este índice evalúa el nivel de educación, habilidades y empleo de la población de cada país. Asimismo, WEF (Schwab, 2015) facilita indicadores de calidad de las instituciones públicas, en concreto el Índice de Competitividad

Global (ICG), que incluye Requerimientos Básicos (RB), Eficiencia (EF) y Factores de Innovación y Sofisticación (FIS). Por su parte, el indicador de la Tasa de Actividad Emprendedora (TAE) se obtiene de GEM. TAE cuantifica el porcentaje de la población en edad de trabajar, que está involucrada en el proceso de iniciar una actividad empresarial, o ya es propietaria-gerente de empresas con menos de tres años y medio de antigüedad. Este estudio utiliza la TAE de oportunidad, que incluye solo los emprendedores de oportunidad, excluyendo los emprendedores de necesidad.

Finalmente, el Banco Mundial (2015), a través de los indicadores Doing Business, proporciona información sobre la realidad reguladora de los países. Tres indicadores se han considerado: el índice Doing Business (DB), el índice del crédito (Crédito) y el índice de insolvencia (Insolvencia).

Como se puede observar en la Tabla 1 el valor medio de la gestión empresarial es mayor en las empresas de más de 250 empleados. Asimismo, los valores medios de todas las medidas que recogen los factores externos también son más elevados en estas empresas. Esto está en consonancia con lo que evidenciaban La Porta et al. (1997b). Dado que los factores externos dependen del país donde se ubica la empresa, lo que está indicando esta evidencia es que o bien las empresas más grandes se localizan donde los factores externos son más favorables y, por tanto, es un factor de localización de las empresas, o bien que los factores externos fomentan el crecimiento de las empresas. Por ello, si tanto los factores internos como los externos afectan positivamente a la productividad empresarial, cabe esperar que ésta sea mayor en las empresas grandes. Lo que está por determinar es qué factores contribuyen en mayor cuantía en la productividad de las empresas y, por tanto, cuál es la mejor estrategia para incrementarla.

Tabla 1. Media de las variables.

	Número de empresas	Prácticas de gestión			Ventas por empleado*		Multinacional	I&D	KH
		Empleados*	Empleados*	Antigüedad*					
Total	774	2,84	160	182,69	33,00	0,39	1,39	33,37	
Menos de 250 empleados	541	2,71	118	165,32	32,00	0,30	1,34	32,83	
Más de 250 empleados	233	3,15	467	230,06	46,37	0,58	1,51	34,63	
	ICG	RB	EF	FIS	DB	Crédito	Insolvencia	TAE	
Total	4,70	5,06	4,77	4,36	76,11	57,36	71,15	71,24	
Menos de 250 empleados	4,64	5,01	4,75	4,27	75,48	56,00	70,06	70,16	
Más de 250 empleados	4,87	5,18	4,92	4,57	77,56	60,54	73,68	73,76	

* Es la mediana de la muestra.

I&D=Gastos de I+D sobre PIB; KH=Índice de capital humano; ICG=Índice de competitividad global; RB=Requerimientos básicos; EF=Eficiencia; FIS= Factores de Innovación y Sofisticación; DB= Índice Doing Business; Crédito= Índice de crédito; Insolvencia= Índice de insolvencia; TAE= Tasa de actividad emprendedora.

Fuente: WEF (2015), Banco Mundial, GEM y WMS.

5. Resultados.

Entre los índices que recogen la calidad institucional y el nivel de dotación tecnológica, de los países en los que se ubica cada una de las empresas, existe una elevada colinealidad, impidiendo introducir simultáneamente todas las variables o factores en los modelos econométricos (Tabla

2). Asimismo, esta elevada correlación indicaría que se puede utilizar, indistintamente, cualquiera de esas variables, como representante de los factores externos, para analizar los determinantes de la productividad de las empresas. Con el fin de eliminar redundancias, del conjunto de variables representativas de los factores externos, se realiza un análisis de componentes principales, que permite seleccionar la dimensión necesaria al captar la información contenida en las citadas variables.

Tabla 2. Matriz de coeficientes de correlación simple entre variables explicativas.

	RB	ICG	EF	FIS	DB	Crédito	Insolvencia	I&D	KH
ICG	0,98	1							
EF	0,95	0,99	1						
FIS	0,98	0,99	0,97	1					
DB	0,88	0,92	0,95	0,88	1				
Crédito	0,79	0,86	0,89	0,82	0,90	1			
Insolvencia	0,87	0,83	0,98	0,79	0,90	0,72	1		
I&D	0,92	0,84	0,76	0,87	0,63	0,73	0,53	1	
KH	0,55	0,66	0,75	0,61	0,73	0,40	0,82	0,24	1
TAE	0,88	0,94	0,94	0,94	0,85	0,69	0,72	0,74	0,67

ICG=Índice de competitividad global; RB=Requerimientos básicos; EF=Eficiencia;
 FIS= Factores de Innovación y Sofisticación; DB= Índice Doing Business;
 Crédito= Índice de crédito; Insolvencia= Índice de insolvencia;
 I&D=Gastos de I+D sobre PIB; KH=Índice de capital humano;
 TAE= Tasa de actividad emprendedora.

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 3 recoge el análisis de componentes principales y, como se puede observar, el primer componente explica el 83,03% de la varianza total, mientras que el segundo componente explica el 10,11%, de tal forma que los dos componentes explican, conjuntamente, más del 93% de la varianza total. No obstante, los coeficientes del primer componente indican que no hay ningún factor predominante, por lo que se puede concluir que cualquiera de ellos puede servir para representar a los factores externos.

La Tabla 4 recoge los resultados de las estimaciones realizadas, todas ellas utilizando el método de mínimos cuadrados propuesto por White (1980), con el fin de obtener estimadores consistentes bajo la existencia de heterocedasticidad. La columna (1) de la Tabla 4 recoge el modelo (2), que denominamos modelo básico. Al modelo básico se ha ido añadiendo, de forma sucesiva, las variables que recogen las prácticas de gestión y los factores externos. De esta forma, se puede analizar y comparar la contribución de los distintos factores a la productividad de las empresas. La columna (2) recoge el modelo (4), que es el modelo básico al que se le ha añadido las prácticas de gestión. Se puede observar que las prácticas de gestión, como factor interno a la empresa es significativo, lo que demostraría el cumplimiento de la H₁. Las siguientes columnas, de la (3) a la (12), recogen la estimación del modelo (5), para distintos factores externos a la empresa. Como se puede observar, todos los factores externos resultan ser estadísticamente significativos, evidenciando el cumplimiento de la H₂. Lo que también se puede comprobar es que los factores externos a la empresa mejoran, en mayor cuantía que las prácticas de gestión, la bondad de ajuste, en comparación con el modelo básico. De los factores externos, el que conlleva una mejor bondad de ajuste es el índice de requerimientos básicos (RB). No obstante, cabe señalar que no existen diferencias relevantes entre los factores externos, corroborando los resultados obtenidos a través del análisis de componentes principales (Tabla 3).

Tabla 3. Análisis de componentes principales de los factores externos.

Componentes	Varianza total explicada			Matriz de componentes		
	Autovalores iniciales			Variables	Componentes	
	Total	% varianza	% acumulado		1	2
1	7,31	81,27	81,27	RB	0,36	-0,22
2	1,01	11,20	92,46	EF	0,37	0,07
3	0,41	4,58	97,04	FIS	0,36	-0,13
4	0,19	2,08	99,12	DB	0,35	0,14
5	0,08	0,88	100	Crédito	0,33	0,34
6	0,00	0,00	100	Insolvencia	0,32	-0,23
7	0,00	0,00	100	I&D	0,30	-0,54
8	0,00	0,00	100	KH	0,26	0,67
9	0,00	0,00	100	TEA	0,34	0,00

Nota: Ver acrónimos en Tabla 2.

Fuente: Elaboración propia.

Con el objetivo de poder comparar los coeficientes estimados de las prácticas de gestión y del índice de requerimientos básicos (se selecciona este índice ya que, como se ha comentado, es el factor externo que conlleva mayor bondad de ajuste) se ha tenido en cuenta, como propone Novales (2010), el tamaño medio de la variación de cada una de las variables, medido por sus respectivas desviaciones típicas. De esta forma, se obtiene que al aumentar en una unidad las prácticas de gestión y el índice de requerimientos básicos, se produce una variación en la productividad del 7,6% y 26,8%, respectivamente. Estos resultados indicarían que los factores externos tienen un efecto mayor en la productividad de las empresas. A modo de resumen, se puede concluir que se evidencia el cumplimiento de las hipótesis H_1 y H_2 , pero para la productividad resultan más relevantes los factores externos, que la gestión empresarial interna.

A continuación, se estima el modelo (6), que resulta de añadir al modelo básico las prácticas de gestión y, como factor externo, el índice de RB (Tabla 5). Asimismo, y con el fin de verificar la H_3 , se considera la posibilidad de que la productividad de las empresas tenga distinto comportamiento según el tamaño de las mismas. Por esta razón, se estima el modelo (6) para dos grupos de empresas, las que tienen más de 250 trabajadores y las que tienen menos de 250 trabajadores. Los resultados del modelo se presentan en la Tabla 5. Al diferenciar según el tamaño de la empresa, se observa que las prácticas de gestión afectan a las empresas grandes, pero no a las empresas de menor tamaño. Esto está en consonancia con los resultados encontrados por Bloom et al. (2010), quienes concluyen que las prácticas de gestión son, particularmente, importantes en empresas grandes, que son operacionalmente complejas, y que requieren, por tanto, de prácticas formales de gestión, que no pueden realizar las empresas más pequeñas. Por lo que respecta a las características del área geográfica en la que se desarrolla la actividad de la empresa, se observa que los factores externos afectan en mayor cuantía a las empresas de menor tamaño que a las grandes (el efecto de una variación unitaria de RB es 28,9% y 18,3%, respectivamente).

Tabla 4. Estimación de la productividad laboral.

	Básico	Prácticas de gestión	ICG	RB	EF	FIS	DB	Crédito	Insolvencia	I&D	KH	TAE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Constante	1,337***	1,142***	-0,606**	-1,355***	-0,726**	-0,065	-1,366***	-0,066	0,170	0,670***	0,0535**	-0,309
Activo por trabajador (ln)	0,582***	0,576***	0,631***	0,631***	0,628***	0,631***	0,616***	0,631***	0,610***	0,626***	0,600***	0,628***
Empleo (ln)	0,107***	0,084***	0,076***	0,076***	0,079***	0,075***	0,086***	0,075***	0,089***	0,080***	0,098***	0,083***
Antigüedad	0,001*	0,001*	0,001	0,001	0,001	1,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
ROCE	0,002***	0,002**	0,002***	0,002***	0,002***	0,002***	0,002**	0,002***	0,002***	0,002***	0,002**	0,002***
Multinacional	0,244***	0,207***	0,167***	0,162***	0,168***	0,173***	0,173***	0,173***	0,173***	0,179***	0,206***	0,178***
Factor	-	0,125***	0,389***	0,508***	0,411***	0,295***	0,035***	0,295***	0,016***	0,380***	0,023***	0,021***
Dummies industria	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R-cuadrado	0,600	0,605	0,658	0,664	0,655	0,655	0,649	0,655	0,651	0,654	0,624	0,646
R-cuadrado ajustado	0,589	0,595	0,649	0,655	0,646	0,646	0,640	0,646	0,642	0,644	0,614	0,636
Criterio de Akaike	1,539	1,529	1,386	1,369	1,393	1,395	1,411	1,395	1,406	1,398	1,480	1,421
Número de observaciones	774	774	774	774	774	774	774	774	774	774	774	774

Nota: *** y * denotan significatividad al 1% y 10%, respectivamente.

La estimación es consistente con la existencia de heterocedasticidad en la muestra.

ICG=Índice de competitividad global; RB=Requerimientos básicos; EF=Eficiencia; FIS= Factores de Innovación y Sofisticación; DB= Índice Doing Business; Crédito= Índice de crédito; Insolvencia= Índice de insolvencia; I&D=Gastos de I+D sobre PIB; KH=Índice de capital humano; TAE= Tasa de actividad emprendedora.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 5. Estimación de la productividad por tamaño de empresa.

	Empresas		
	Total	>250 trabajadores	<250 trabajadores
Constante	-1,444***	-1,485***	-0,949
Activo por trabajador (ln)	0,627***	0,587***	0,691***
Empleo (ln)	0,060***	0,09	0,001
Antigüedad	0,001	0,001	0,001
ROCE	0,002***	0,002**	0,001
Multinacional	0,137***	0,213***	-0,029
Prácticas de gestión	0,088**	0,045	0,190***
RB	0,499***	0,544***	0,371***
Dummies industria	YES	YES	YES
R-cuadrado	0,666	0,664	0,686
R-cuadrado ajustado	0,657	0,650	0,660
Criterio de Akaike	1,364	1,365	1,337
Número de observaciones	774	233	541

H₀: Igualdad de parámetros entre los dos grupos de empresas

p_value=0,0096

Nota: *** y * denotan significatividad al 1% y 10%, respectivamente.

La estimación es consistente con la existencia de heterocedasticidad en la muestra.

Fuente: Elaboración propia.

Con el propósito de cuantificar el efecto que los factores externos e internos tienen en la diferencia de productividad de las empresas, según el tamaño de éstas, se va a aplicar la descomposición de Blinder-Oaxaca. El resultado de la descomposición, aplicada al modelo (6), proporciona el valor medio estimado de la productividad de cada grupo (en escala logarítmica) y la diferencia entre ellos. Como se puede comprobar en la Tabla 6, la productividad media de las empresas grandes es, como cabía esperar, mayor que la de las empresas pequeñas, de forma que la diferencia entre ellas es de 0,36. De esta diferencia, un 62,63% viene explicado por las diferentes características entre las empresas. El componente observado indica que si las empresas pequeñas tuvieran las mismas características que las grandes su productividad aumentaría en 0,22. Por su parte, el segundo componente, debido a las diferencias en los coeficientes, indica el cambio en la productividad de las empresas pequeñas, cuando se aplica los coeficientes de las grandes a las características de las pequeñas. Este componente también indica un aumento en la productividad de las empresas pequeñas, si éstas respondieran o se comportaran como las grandes. Estos resultados se expresan en la escala logarítmica, por lo que resulta aconsejable transformar los resultados a la escala original (miles de euros por trabajador). De esta forma, la media de la productividad de las empresas grandes es de 240,94 miles de euros por trabajador, mientras que la de las empresas pequeñas es de 168,90, lo que equivale a una diferencia del 42,65%. Si las empresas pequeñas alcanzasen las características de las grandes, su productividad aumentaría un 24,92%. Al desagregar ese incremento de la productividad entre los factores tendríamos que las prácticas de gestión aumentarían la productividad un 8,0%, la dotación de capital físico por empleado un 10,7% y los factores externos un 5,6%. Por tanto, en las empresas pequeñas, las prácticas de gestión y la mayor dotación de capital físico por empleado podrían jugar un papel muy importante para aumentar su productividad.

Tabla 6. Descomposición de Blinder-Oaxaca por tamaño de empresa.

	Productividad en escala			Estadístico z
	Logarítmica	%	Lineal	
Más de 250 trabajadores	5,48	-	240,94	104,99
Menos de 250 trabajadores	5,13	-	168,90	147,69
Diferencia	0,36	100,00	1,43	5,66
Componente observado	0,22	62,63	1,25	3,92
Componente inobservado	0,13	37,36	1,14	2,68

Fuente: Elaboración propia.

Se puede concluir que los factores internos y los externos determinan, conjuntamente, la productividad de las empresas. En concreto, las prácticas de gestión y el entorno, en el que se desarrollan las empresas, son factores que impulsan la productividad empresarial. No obstante, se observa diferencias según el tamaño de las empresas, de forma que las de menor tamaño presentan una diferencia, en términos de productividad, del 42,65%, respecto de las de mayor tamaño. Las diferentes características, que las empresas de menor tamaño tienen respecto a las grandes, explican el 62,63% de la diferencia en productividad. Si las empresas de menor tamaño igualaran sus características a las de las grandes su productividad aumentaría un 24,92%. De este aumento, un 8,0% vendría determinado por la mejora en la gestión empresarial, un 10% por el aumento de la dotación de capital físico por trabajador y un 5,6% explicado por el entorno.

6. Conclusiones.

La evidencia de los resultados obtenidos permite concluir que tanto la gestión empresarial como los factores externos, representados a través de los requerimientos básicos, afectan positivamente a la productividad laboral de las empresas. Por tanto, una mejora de la gestión empresarial y del entorno en el que se desarrollan las empresas conllevarán una mejora de la productividad laboral de éstas. No obstante, el efecto positivo de los factores externos es mucho mayor que el de la gestión empresarial, aunque hay que considerar que, a igualdad de condiciones del entorno, una mejor gestión empresarial conllevará mejores resultados. Asimismo, hay que tener en cuenta que el tamaño empresarial influye en el comportamiento de las empresas, respecto a su productividad, puesto que su respuesta, tanto a la gestión empresarial como a los factores externos, difiere según el tamaño.

Se puede afirmar que mejores prácticas de gestión conllevan mayor eficiencia en la asignación de los recursos y, por tanto, mayores resultados empresariales. Esto se ha observado en las empresas de mayor tamaño en las que las prácticas de gestión afectan positivamente su productividad. Ahora bien, si las empresas de menor tamaño tuvieran las mismas características, en términos de prácticas de gestión, que las empresas de mayor tamaño verían incrementar su productividad. Si a esto se suma un cambio en el comportamiento de las empresas de menor tamaño, de forma que consideren la profesionalización de la gestión, como un camino para mejorar la asignación de recursos, se conseguirá un incremento adicional de su productividad y, con ello, de la economía en general. Por tanto, fomentar el crecimiento empresarial *per se* no será suficiente si no va acompañado de mejoras en la gestión empresarial y de un cambio en la conducta de las empresas de menor tamaño, en lo que se refiere a la profesionalización de la gestión y organización empresarial.

Los países que deseen aumentar su productividad deben considerar medidas orientadas a fomentar la profesionalización de la gestión, que conlleva una asignación más eficiente de recursos. La mayor acumulación de capital humano en los trabajadores también repercutirá en la mejora de la gestión empresarial. Asimismo, se ha de favorecer la innovación, a través de la inversión en I&D; el capital

humano, fomentando la educación; la financiación empresarial; y la calidad institucional, facilitando regulaciones que no introduzcan ineficiencias en el mercado y genere un entorno proclive al desarrollo de la actividad empresarial.

Una de las limitaciones del trabajo es no haber considerado la formación de los trabajadores de las empresas, ya que la base de datos ORBIS no proporciona dicha información, que puede ser un factor relevante para el desarrollo de las empresas.

Agradecimientos

Paz Rico agradece el soporte del proyecto de la Conselleria d'Innovació, Universitats, Ciència i Societat Digital AICO/2020/217.

Referencias

- Almunia, M., & López-Rodríguez, D. (2014). *Heterogeneous Responses to Effective Tax Enforcement: Evidence from Spanish Firms*. MPRA Paper 57408. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/57408/2/MPRA_paper_57408.pdf
- Banco Mundial (2015). *Doing Business 2015. Going Beyond Efficiency. Comparing business regulations for domestic firms in 189 Economies*, A World Bank Group Flagship Report, 12th edition, World Bank Group. Washington DC.
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimate, *The Journal of Human Resources*, 8(7), 436-455.
- Bloom, N., & Van Reenen, J. (2007). Measuring and explaining management practices across firms and countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(4), 1351-1408.
- Bloom, N., & Van Reenen, J. (2010). Why do management practices differ across firms and countries? *Journal of Economic Perspectives*, 24(1), 203-224.
- Bloom, N., Mahajan, A., McKenzie, D., & Roberts, J. (2010). *American Economic Review*, 100(2), 619-662
- Bloom, N., & Sadun, R. (2012). The Organization of Firms Across Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 127(4), 1663-1705.
- Bloom, N., Genakos, R., Sadun, R., & Van Reenen, J. (2012a). *Management practices across firms and countries*. National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper No. 17850, Cambridge, US.
- Bloom, N., Schweiger, H., & Van Reenen, J. (2012b). The land that lean manufacturing forgot? Management practices in transition countries, *Economics of Transition*, 20(4), 593-635.
- Bloom, N., Brynjolfsson, E., Foster, L., Jarmin, R., Saporta-Eksten, I., & Van Reenen, J. (2013). *Management in America*. Center for Economic Studies, CES 13-01.
- Bloom, N., Lemos, R., Sadun, R., Scur, D., & Van Reenen, J. (2014). *The new empirical economics of management*. National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper No. 20102, Cambridge, US.

- Bloom, N., Sadun, R., & Van Reenen, J. (2017a). *Management as a technology?* National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper No. 22327, Cambridge, US.
- Bloom, N., Brynjolfsson, E., Foster, L., Jarmin, R., Patnaik, M., Saporta-Eksten, I., & Van Reenen, J. (2017b). *What drives differences in management?* National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper No. 23300, Cambridge, US.
- Broszeit, S., Fritsch, U., Görg, H., & Laible, M.C. (2016). *Management practices and productivity in Germany*. IZA Discussion Paper, No. 10370, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Bruhn, M., Karlan, D., & Schoar, A. (2018). The Impact of Consulting Services on Small and Medium Enterprises: Evidence from a Randomized Trial in Mexico. *Journal of Political Economy*, 126(2), 635-687.
- Brynjolfsson, E., & McElheran, K. (2016). *Data in action: Data-driven decision making in U.S. manufacturing*. Centre for Economic Studies, CES Working Paper 16-06, Washington DC.
- Bryson, A., & Forth, J. (2018). *The impact of management practices on SME performance*. National Institute of Economic and Social Research. NIESR Discussion Paper No. 488, London.
- Cobb, C., & Douglas, P. (1928). A theory production, *The American Economic Review*, 18(1), 139-165.
- Garicano, L., LeLarge, C., y Van Reenen, J. (2013). *Firm size distortions and the productivity distribution: Evidence from France*. National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper, No. 18841.
- Huerta, E., & Salas, V. (2014). Tamaño de las empresas y productividad de la economía española. Un análisis exploratorio. *Revista Mediterráneo Económico*, 25, 167-191.
- Huerta, E., & Salas, V. (2018). Productividad y tamaño de las empresas: ¿Dónde están las palancas para el cambio? En Huerta y Moral (editores), *Innovación y Competitividad: Desafíos para la industria española*, Capítulo XIV, Funcas, 427-462, Madrid, España.
- Kumar, K., Rajan, R., & Zingales, L. (1999). *What determines firm' size?* National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper, No. 7208.
- La Porta, R., López-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vish, R.W. (1997a). Determinants of External Finance. *The Journal of Finance*, 52(3), 1131-1150.
- La Porta, R., López-de-Silanes, F., & Shleifer, A., y Vish, R.W. (1997b). Trust in Large Organizations. *American Economic Review*, 87(2), 333-338.
- Mielgo, J.A. (2015). Una reflexión sobre el tamaño empresarial en España. *Información Comercial Española*, 885, 117-131.
- Oaxaca, R.L. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets, *International Economic Review*, 14(3), 693-709.
- OCDE (2017). *Entrepreneurship at a Glance 2017*, OECD Publishing, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/entrepreneur_aag-2017-en
- Rico, P., & Cabrer-Borrás, B. (2020a). Management practices and business labour productivity. *Journal of Small Business Strategy*, en prensa.

- Rico, P., & Cabrer-Borrás, B. (2020b). Intangible capital and business productivity. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 33(1), 3034-3048, <https://doi.org/10.1080/1331677X.2019.1699139>
- Salas-Fumás, V., Sanchez-Asin, J.J., & Storey, D. (2013). Occupational choice, number of entrepreneurs and output: theory and empirical evidence with Spanish data. *SERIEs*, 5, 1-24. <https://doi.org/10.1007/s13209-013-0103-5>
- Salmerón, R., & Gómez, S. (2012). Relación entre los factores institucionales y el emprendimiento: análisis mediante técnicas cuantitativas. *Revista de métodos cuantitativos para la economía y la empresa*, 13, 54-72.
- Schwab, K. (2015). *The Global Competitiveness Report 2015–2016*. World Economic Forum, Geneva. http://www3.weforum.org/docs/gcr/2015-2016/Global_Competitiveness_Report_2015-2016.pdf
- Shahzad, K., Bajwa, S.U., Siddiqi, A.F.I., Ahmid F., & Raza, A. (2016). Integrating knowledge management (KM) strategies y processes to enhance organizational creativity y performance: an empirical investigation. *Journal of Modelling in Management*, 11(1), 154-179.
- White, H. (1980). A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test of Heteroscedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838.



Modelo de valoración con opciones reales, rejillas trinomial, volatilidad cambiante, sesgo y función isoelástica de utilidad

MILANESI, GASTÓN

Universidad Nacional del Sur (Argentina)

Correo electrónico: milanesi@uns.edu.ar

RESUMEN

La valoración de inversiones en empresas de base tecnológica, intangibles y start-up en mercados financieros emergentes, imperfectos e incompletos, tornan cuestionable el tradicional enfoque binomial de opciones reales. Por ello se propone un modelo numérico que modifica al tradicional modelo binomial, incorporando rejillas trinomiales, volatilidad cambiante, funciones isoelásticas de utilidad y aversión al riesgo variable. Estas características pretenden mejorar la valoración de proyectos no convencionales en mercados emergentes. Se empleó el método de análisis de casos para administración analizando la valoración de una estrategia de inversión sobre una firma de base tecnológica. Los resultados obtenidos permiten comparar los diferentes valores, desde el clásico modelo binomial hasta el modelo numérico propuesto. Este último demostró superioridad, debido a que incorpora explícitamente variables en el proceso de valoración, como las preferencias del inversor frente al riesgo y los niveles de volatilidad según el ciclo de vida.

Palabras clave: opciones reales, trinomial, volatilidad cambiante, funciones isoelásticas de utilidad, aversión variable al riesgo, valuación start-up.

Clasificación JEL: G13; G31.

MSC2010: 91G50.

Valuation model with real options, trinomial lattice, changing volatility, bias and isoelastic utility functions

ABSTRACT

At emerging financial markets, the R&D, intangible and technological basis firms (TBF) valuation, they make the traditional real option binomial approach questionable. For that, a numerical model that modified the traditional binomial model is proposed, incorporating trinomial lattice, changing volatility, isoelastic utility function and variable risk aversion. These characteristics pretend improve the no conventional project valuation in emerging markets. It is employed the case method of analysis in administration, analysing the investment strategy valuation over a technological basis firm. The obtained results allow to compare the different values, from the classical binomial model until the proposed numerical model. The last showed superiority, because its incorporates explicitly variables in the valuation process, like the investor preference for risk and volatility levels according the life cycle.

Keywords: real options, trinomial, changing volatility, isoelastic utility functions, variable risk aversion, start-up valuation.

JEL classification: G13; G31.

MSC2010: 91G50.



1. Introducción.

Un proceso de valoración implica una actividad intelectual donde se debe tomar conocimiento del activo real objeto de valoración, con el fin de generar información cualitativa y cuantitativa para formar juicios de valor; éstos son sintetizados en una medida de valor. Éste es una expresión subjetiva que refleja expectativas futuras cuantitativas relativas a la corriente de beneficios futuros del activo. Tal subjetividad cede en el momento en el que las partes acuerdan un precio de transferencia. Por lo tanto, el precio contiene expectativas de valor, vinculadas al espacio temporal donde se perfeccionó la transacción. Existen múltiples modelos para valorar activos reales, siendo los modelos de opciones reales los que mejor se adaptan para valorar la flexibilidad estratégica del proyecto (Smith & Nau, 1995; Trigeorgis, 1995, 1997; Amram & Kulatilaka, 1998; Copeland & Antikarov, 2001; Smit & Trigeorgis, 2004; Shockley, 2006; Graeme, 2009; Brandao & Dyer, 2009; Num, 2015; Salahaldin, 2016, entre otros). Una tipología particular la componen los proyectos de inversión de base tecnológica desarrollados en mercado emergentes. En estos casos, el desafío de valoración y del modelo a utilizar incrementa su complejidad en virtud a las características del proyecto dadas por: (i) ambigüedad y/o inexistencia de información comparable o de mercado sobre los riesgos asociados a los flujos de la nueva inversión, (ii) complejidad de la inversión, dada por sus múltiples fuentes de opcionalidad, volatilidades cambiantes a lo largo de su ciclo de vida y sesgos en su valor, (iii) preferencias o grado de aversión al riesgo del inversor, quien por restricciones del medio, no puede replicar riesgos del proyecto con carteras de cobertura, frente a mercados no completos.

El trabajo propone un modelo numérico de valoración de empresas de base tecnológicas, intangibles y estrategias en I&D entre otras, que considere las complejidades planteadas precedentemente. Reconoce sus principales cimientos en trabajos que brinda respuesta parcial a los desafíos planteados (Haahtela, 2010a, 2010b; Milanesi, Pesce & El Alabi, 2014; Ochoa & Vasseur, 2014; Pareja & Cadavid, 2016; Pareja & Baena, 2018; Milanesi, 2018). El modelo reúne el empleo de rejillas trinomiales, adaptando los niveles de volatilidad al ciclo de vida del proyecto e incorporando sesgos en la distribución de probabilidad de valor. Asimismo, utiliza funciones exponenciales isoelásticas de utilidad, con grados cambiantes de aversión al riesgo en el afán de representar la percepción de valor del agente en mercados imperfectos.

La estructura del trabajo es la siguiente. A continuación, es desarrollado formalmente el modelo: rejillas trinomiales, sesgos en la proyección del proceso estocástico, volatilidades cambiantes según el ciclo de vida, nuevos coeficientes equivalentes ciertos y el uso de funciones isoelásticas de utilidad en el proceso recursivo de valoración. En la tercera sección se analiza el caso de una EBT con opción de transferencia o expansión. El modelo es sometido a un análisis de sensibilidad bivariado relativo al sesgo y amplitud de movimientos en cada nodo de la rejilla. Son comparados los resultados obtenidos con el modelo binomial clásico, trinomial clásico, trinomial clásico con volatilidad cambiante, trinomial con volatilidad cambiante y sesgo. Finalmente, se concluye sobre las ventajas del modelo numérico propuesto, puesto que su estructura permite incorporar los elementos que hacen a la complejidad del activo: flexibilidad estratégica, ambigüedad de datos, sesgo en su valor, riesgos cambiantes y sujetos no neutrales al riesgo.

2. El modelo trinomial con volatilidad cambiante, desplazamiento y funciones isoelásticas de utilidad.

En esta sección serán desarrollados los pilares del modelo numérico de valoración propuesto, comenzando con sus fundamentos en las rejillas binomiales hacia las rejillas trinomiales, la incorporación de volatilidad cambiante, sesgo en el valor esperado del subyacente y el uso de funciones isoelásticas exponenciales de utilidad.

2.1. Rejillas binomiales.

Las rejillas son herramientas empleadas para proyectar el valor del activo subyacente y valorar opciones. Éstas presentan ventajas computacionales en relación a los árboles de decisión debido a sus propiedades recombinantes de nodos intermedios (Smith, 2005). La propiedad de recombinación de las rejillas asegura que en el paso N existe $N+1$ nodos finales y $n(n+1)/2$ puntos de decisión mientras que en los árboles binomiales la cantidad de nodos finales asciende a $2n-1$ y los puntos de decisión a $2n-1$.

Se caracterizan por modelar en tiempo discreto el proceso estocástico continuo de la variable y utilizar el supuesto de valoración neutral al riesgo (Wilmott, 2009). Se basa en la perfecta correlación entre los cambios en el valor de la opción y del activo subyacente. Una cartera compuesta por una posición larga (corta) en una opción y corta (larga) en el subyacente hace que un activo de alto riesgo cubra las fluctuaciones en el precio del derivado. El valor de la cartera crece al tipo sin riesgo y el número exacto de subyacente a vender (comprar) se conoce como “delta”. En un mundo del tipo “Black-Scholes” si se compran “delta” acciones empleando el modelo, entonces se cubre correctamente el riesgo eliminándolo por completo.

El modelo binomial se caracteriza porque el activo subyacente presente movimiento de ascenso (u) y descenso (d) para un intervalo de tiempo discreto (Δt) con probabilidad de transición p y $1-p$. Los parámetros del modelo son p , u , y d , con la condición $p_u + p_d = 1$; $0 < p < 1$. La otra restricción en las rejillas es la condición de recombinación, $u \cdot d = d \cdot u = m^2$.

Quizá el modelo más difundido es el denominado binomial CRR (Cox, Ross & Rubinstein, 1979). Sus parámetros son:

$$u = e^{\sigma\sqrt{\Delta t}} \quad (1)$$

$$d = e^{-\sigma\sqrt{\Delta t}} \quad (2)$$

$$p = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \left(\frac{\mu}{\sigma} \right) \sqrt{\Delta t} \quad (3)$$

La expresión tradicional correspondiente a las probabilidades de transición (ecuación 3) es (Whaley, 2006):

$$p = \frac{e^{r\Delta t} - d}{u - d} \quad (4)$$

Alternativamente se encuentra el modelo binomial de Rendleman y Bartter (1979) y Jarrow y Rudd (1982). En este modelo se sostiene que la mejor aproximación al valor esperado y media del proceso browniano ocurre si $\mu = r - \sigma^2/2$, derivando en probabilidades de transición con valor $p = 1/2$ y parámetros $u = e^{(r - \frac{\sigma^2}{2})\Delta t + \sigma\sqrt{\Delta t}}$; $d = e^{(r - \frac{\sigma^2}{2})\Delta t - \sigma\sqrt{\Delta t}}$ y $u \cdot d = e^{2(r - \frac{\sigma^2}{2})\Delta t}$ (Jabbour, Kramin & Young, 2001). La propiedad que las probabilidades neutrales al riesgo deben ser $1/2$ se atribuye a Jarrow y Rudd (1982). Asimismo, cabe destacar que existe una amplia variedad y gamas de formulación relacionadas con el modelo binomial (Van der Hoek & Elliot, 2006; Chance, 2007).

2.2. Rejillas trinomiales.

Las rejillas trinomiales contienen en su estructura una mayor cantidad de movimientos futuros del subyacente, siendo tres movimientos por nodo (u , m y d). Consecuentemente convergen con mayor velocidad a los resultados generados por el modelo continuo. Las premisas a seguir para su construcción son similares a las condiciones exigidas para las rejillas binomiales (Boyle, 1988; Kamrad & Ritchken, 1991; Tian, 1993; Derman, Kani & Chriss, 1996; Van der Hoek & Elliot, 2006; Whaley, 2006; Chance,

2007; Guthrie, 2011; Hull, 2012). En efecto, éstas son: (i) probabilidades de transición positivas en el límite entre 0 y 1 debiendo ser su suma equivalente a la unidad: $p_u + p_m + p_d = 1$; (ii) la media (M) y varianza (V) de la distribución trinomial debe ser igual a los primeros dos momentos estocásticos de la distribución lognormal: (media) $p_u S_u + p_m S_m + p_d S_d = M$; (varianza) $p_u(S^2 u^2 - S^2 M^2) + p_m(S^2 m^2 - S^2 M^2) + p_d(S^2 d^2 - S^2 M^2) = S^2 M^2 V$, donde $M = e^{r\Delta t}$ y $V = e^{\sigma^2 \Delta t} - 1$.

Conforme fue analizado, el modelo binomial plantea dos parámetros: u , d y $m=1$, ya que $m=u.d$. Para las rejillas trinomiales, Boyle (1988) y Kamrad y Ritchken (1991) plantean un valor λ que regula la amplitud de los movimientos laterales de manera directamente proporcional. El valor de λ es directamente proporcional a la amplitud de movimientos. A mayor valor del coeficiente, mayor la probabilidad de movimientos laterales, siendo $\lambda \geq 1$. El coeficiente de ascenso tiene la forma funcional $u=e^{\lambda\sigma\sqrt{\Delta t}}$, $d=e^{\lambda-\sigma\sqrt{\Delta t}}$ y $m=u.d$. Fijando $u.d=1$ y sujeto a las condiciones de media y varianza, Boyle plantea las probabilidades de transición como:

$$p_u = \frac{(V+M^2-M)u-(M-1)}{(u-1)(u^2-1)} \quad (5)$$

$$p_d = \frac{u^2(V+M^2-M)-u^3(M-1)}{(u-1)(u^2-1)} \quad (6)$$

$$p_m = 1 - p_u - p_d \quad (7)$$

Cuando el coeficiente λ es igual a 1 el modelo arroja similares resultados que el modelo binomial. En este caso la probabilidad de no cambio en el precio es igual a 0 provocando la eliminación de los nodos del medio. El coeficiente de ascenso se resume a, $u=e^{\lambda\sigma\sqrt{\Delta t}}=e^{\sigma\sqrt{\Delta t}}$ y las probabilidades de movimientos ascendentes y descendentes quedan iguales a las del modelo de Cox, Ross y Rubinstein (1979). Otros planteamientos de probabilidades de transición para la rejilla trinomial son los de Tian (1993) y Derman, Kani y Chriss (1996) en donde asignan valor de 1/3 a las probabilidades de transición.

2.3. Rejillas trinomiales y volatilidad cambiante.

Siguiendo el modelo propuesto por Haahtela (2010a), trabajar con rejillas trinomiales y volatilidades cambiantes para diferentes periodos, requiere fijar la condición de recombinación de los nodos intermedios. Es menester que se cumpla la siguiente condición:

$$u.d = m^2 \quad (8)$$

La centralidad se encuentra asegurada por la condición $m=e^{r\Delta t}$. La lógica del modelo consiste en calcular probabilidades de transición teniendo como base la mayor volatilidad (σ_{max}). Los movimientos de ascenso y descenso correspondientes al subyacente se estiman con la máxima volatilidad, partiendo de las siguientes expresiones:

$$u = e^{r\Delta t + \sqrt{e^{(\lambda\sigma_{max})^2 \Delta t} - 1}} \quad (9)$$

$$d = e^{r\Delta t - \sqrt{e^{(\lambda\sigma_{max})^2 \Delta t} - 1}} \quad (10)$$

$$m = e^{r\Delta t} \quad (11)$$

Las probabilidades de transición para el máximo periodo de volatilidad son:

$$p_{u(max)} = \frac{m^2(e^{\sigma_{max}^2 \Delta t} - 1)}{u^2 + md - um - ud} \quad (12)$$

$$p_{d(\max)} = p_u \left(\frac{m-u}{d-m} \right) \quad (13)$$

$$p_{m(\max)} = 1 - p_u - p_d \quad (14)$$

Las probabilidades de transición para los periodos de menor volatilidad se derivan de las ecuaciones anteriores, a partir de proporcionar niveles de volatilidad:

$$p_u^i = p_{u(\max)} \left(\frac{\sigma_i}{\sigma_{\max}} \right)^2 \quad (15)$$

$$p_d^i = p_{d(\max)} \left(\frac{\sigma_i}{\sigma_{\max}} \right)^2 \quad (16)$$

$$p_m^i = 1 - p_u^i - p_d^i \quad (17)$$

La mecánica para la construcción de la rejilla es similar a las ya tratadas en el trabajo: primero se proyecta el proceso estocástico del subyacente para luego introducir los flujos de pagos de la opción en el modelo. La lógica del proceso recursivo es similar al modelo binomial, en este caso explicitada en la ecuación 22.

$$V_{t-1} = \frac{p_u^i V_{t,u} + p_m^i V_{t,m} + p_d^i V_{t,d}}{e^{r\Delta t}} \quad (18)$$

2.4. Modelo trinomial desplazado.

Para los proyectos del tipo *start-ups* EBT con sesgos en la distribución de los valores posibles, una alternativa consiste en adaptar el modelo trinomial a partir del binomial desplazado (Haahtela, 2010b; Milanesi, Pesce & El Alabi, 2014) en adelante BD (Es una adaptación del proceso difusión desplazado empleado en la valoración de derivados financieros (Rubinstein, 1983)). La forma de la función correspondiente a la distribución de posibles valores del mismo es un intermedio entre la normal y lognormal, siendo asimétrica (Es una manera intuitiva y flexible de incorporar potenciales sesgos en los valores proyectados de manera determinística o sensibilizando. Se lo puede incorporar en el conjunto de propuestas donde el modelo binomial es transformado para capturar momentos estocásticos de orden superior (Baliero & Rosenfeld, 2004)). En este caso, a diferencia de la propuesta de Rubinstein (1983), el parámetro de desplazamiento (θ) se incorpora fuera del proceso estocástico. La forma de la distribución se descompone en dos partes: (a) probabilística, donde el valor del activo subyacente (V_θ) sigue un proceso geométrico browniano; (b) parámetro de desplazamiento (θ) determinístico (Camara & Chung, 2006). La ecuación que describe el proceso estocástico del subyacente hasta el horizonte T es:

$$V_{\theta,T} = V_{\theta,0} e^{(\mu - 1/2\sigma_\theta^2)T + \sigma_\theta \sqrt{T}z} + \theta_0 e^{\mu t} \quad z \sim N(0,1) \quad (19)$$

V_θ representa el valor con desplazamiento, siendo la volatilidad desplazada σ_θ y θ constituye el parámetro de desplazamiento ($V_\theta, \sigma_\theta, \theta$). El valor esperado y desvío del subyacente en el horizonte T es:

$$V_{\theta t} = (V_{\theta,0} + \theta_0) e^{\mu t} \quad (20)$$

$$\sigma_\theta(V_t) = |V_{\theta,0}| e^{\mu t} \sqrt{e^{\sigma_\theta^2 t} - 1} \quad (21)$$

La variable V_θ es expresada en términos absolutos, debido a que puede asumir valores negativos o positivos. Como en todos los modelos de opciones, el principal insumo para la construcción de la rejilla trinomial proviene de la volatilidad del subyacente, (σ_θ). Para su estimación se parte de los parámetros V_θ y θ de la ecuación (20), por iteración se obtiene σ_θ . La restricción es el valor $\sigma_\theta(V_t)$. El valor del desvío sesgado $\sigma_\theta(V_t)$ se obtiene con análisis de escenarios y simulación. Si la volatilidad es cambiante, los valores $\sigma_\theta(V_t)$ corresponden a cada nivel de volatilidad, obtenidos mediante iteración

de la ecuación 21. En efecto, se obtienen los valores para la máxima volatilidad desplazada $\sigma_{\theta} \max(V_t)$ y luego las volatilidades correspondientes a cada periodo $\sigma_{\theta} i(V_t)$. La máxima volatilidad permite construir los movimientos del subyacente a través de las ecuaciones 9, 10 y 11.

$$u_{\theta} = e^{r\Delta t + \sqrt{e^{(\lambda\sigma_{\theta}\max(V_t))^2\Delta t} - 1}} \quad (22)$$

$$d_{\theta} = e^{r\Delta t - \sqrt{e^{(\lambda\sigma_{\theta}\max(V_t))^2\Delta t} - 1}} \quad (23)$$

La centralidad queda asegurada mediante la ecuación 11 ($m = e^{r\Delta t}$). El valor del proyecto para cada periodo de tiempo proyectado en la elaboración de la rejilla trinomial sesgada es:

$$V_{\theta,u,d,m,(t+1)} = (u_{\theta} \cdot V_{\theta,t} + |\theta_0| \cdot e^{r\Delta t}); (m \cdot V_{\theta,t} + |\theta_0| \cdot e^{r\Delta t}); (d_{\theta} \cdot V_{\theta,t} + |\theta_0| \cdot e^{r\Delta t}) \quad (24)$$

El nuevo valor desplazado del proyecto es $V_{\theta,t}$, donde θ_0 es el valor correspondiente al parámetro de desplazamiento y r el tipo de interés sin riesgo. Los movimientos (u , m y d) son ajustados, sumando a estos el valor que resulta del producto entre el sesgo capitalizado por los periodos ($|\theta_0| \cdot e^{r\Delta t}$).

A partir de los movimientos sesgados obtenidos en las expresiones 22, 23 y 24, y teniendo en cuenta las expresiones 12, 13 y 14, se construyen las probabilidades de transición desplazadas:

$$p_{u\theta(\max)} = \frac{m^2(e^{\sigma_{\theta}^2\max\Delta t} - 1)}{u_{\theta}^2 + md_{\theta} - u_{\theta}m - u_{\theta}d_{\theta}} \quad (25)$$

$$p_{d\theta(\max)} = p_{u\theta} \left(\frac{m - u_{\theta}}{d_{\theta} - m} \right) \quad (26)$$

$$p_{m\theta(\max)} = 1 - p_{u\theta} - p_{d\theta} \quad (27)$$

A continuación, son calculadas las probabilidades intermedias, en donde el ajuste es proporcional a las volatilidades segadas:

$$p_{u\theta}^i = p_{u\theta(\max)} \left(\frac{\sigma_{\theta}^i}{\sigma_{\theta\max}} \right)^2 \quad (28)$$

$$p_{d\theta}^i = p_{d\theta(\max)} \left(\frac{\sigma_{\theta}^i}{\sigma_{\theta\max}} \right)^2 \quad (29)$$

$$p_{m\theta}^i = 1 - p_{u\theta}^i - p_{d\theta}^i \quad (30)$$

Finalmente, es aplicado el proceso recursivo para estimar el valor teórico de la opción:

$$V_{\theta(t-1)} = \frac{p_{u\theta}^i V_{\theta,t,u\theta} + p_{m\theta}^i V_{\theta,t,m\theta} + p_{d\theta}^i V_{\theta,t,d\theta}}{e^{r\Delta t}} \quad (31)$$

2.5. Función de utilidad isoelástica y el modelo trinomial desplazado con volatilidad cambiante.

El uso de funciones de utilidad para valorar los nodos de la rejilla trinomial permite la incorporación del grado de aversión al riesgo del agente, siendo del tipo exponencial isoelásticas las empleadas en rejillas binomiales (Ochoa & Vasseur, 2014; Pareja & Cadavid, 2016; Milanesi, 2018). Las funciones de utilidad isoelásticas constituyen un caso especial de la forma hiperbólica de aversión absoluta al riesgo (HARA). Éstas satisfacen la condiciones de derivada primera positiva y segunda negativa ($U'(W) > 0$); ($U''(W) < 0$). Se las conoce con las siglas CRRa siendo sus principales características las siguientes las restricciones marcadas por la ecuación 32:

$$U(W) = \begin{cases} \frac{W^\gamma - 1}{1-\gamma} \rightarrow \gamma > 0; \gamma \neq 1 \\ \log(W) \rightarrow \gamma = 1 \end{cases} \quad (32)$$

En esta γ representa el nivel de aversión al riesgo. Cumple con la condición de Inada (conocida por el apellido del economista japonés Ken-Ichi Inada, formulada para la función de producción. El valor de la función es cero en cero; diferenciable en todos sus puntos, creciente en x , de derivada decreciente (cóncava), el límite de la derivada cercana al origen es infinito y el límite de la derivada hacia el infinito positivo es cero). La función de utilidad converge a la logarítmica con γ tendiendo a 1, con la regla de L'Hopital, donde con $\gamma \rightarrow 1$ numerador y denominador de la función tienden a cero. Al ser diferenciable con respecto a γ , para tomar el límite de la relación de las derivadas cuando $\gamma \rightarrow 1$, la función de utilidad converge a logarítmica (Ochoa & Vasseur, 2014). En la condición de Inada se aproxima la utilidad marginal a valores de infinito para riquezas tendientes a cero, sin permitir utilidad con riqueza igual a cero (Suen, 2009) y posibilitando la elasticidad de sustitución intertemporal constante. Esto último como condición que permite asegurar la existencia de equilibrios balanceados (Ljungqvist & Sargent, 2000). El valor correspondiente a la medida de aversión al riesgo (γ) es una variable crucial en la estructura de la ecuación y, al mismo tiempo, es objeto de innumerables calibraciones producto de investigaciones empíricas. No es objeto en el presente trabajo analizar las mismas (éstas se pueden encontrar en Pareja & Baena, 2018; Chavez, Milanese & Pesce, 2019).

En teoría, γ debe fluctuar entre -1 y 1 (Pratt, 1964); pero empíricamente, el valor que arroja el coeficiente depende de las características del individuo. Los valores negativos representan personas afectas al riesgo, los positivos adversos y cero corresponde a personas neutrales al riesgo. En el modelo propuesto, la medida de aversión al riesgo se supondrá variable en el tiempo: a mayores horizontes de tiempo, mayor aversión al riesgo (γ_t) producto de una mayor incertidumbre. En la expresión 32 el valor correspondiente a la riqueza (W) es sustituido por el valor proyectado del subyacente $V_{\theta,u,d,m,(t+1)}$, obtenido mediante la ecuación 24. Éste es el valor correspondiente al subyacente proyectado con la rejilla trinomial, volatilidad cambiante y sesgo. El grado de aversión al riesgo γ se introduce en la función de utilidad (ecuación 32), reformulando la expresión:

$$U(V_{\theta,u,d,m,(t+1)}) = \begin{cases} \frac{V_{\theta,u,d,m,(t+1)}^{\gamma_t} - 1}{1-\gamma_t} \rightarrow \gamma_t > 0; \gamma_t \neq 1 \\ \log(V_{\theta,u,d,m,(t+1)}) \rightarrow \gamma_t = 1 \end{cases} \quad (33)$$

La medida de utilidad esperada $E[U(V_{\theta,u,d,m,(t+1)})]$ es obtenida con los coeficientes equivalentes ciertos implícitos sesgados, para cada nivel de probabilidades (ecuaciones 25 a 30). Éstas son aplicadas recursivamente en cada nodo con la lógica de la ecuación 35:

$$E[U(V_{\theta,u,d,m,(t+1)})] = \{[p_{u\theta}^i U(V_{\theta,t,u\theta})] + [p_{m\theta}^i U(V_{\theta,t,m\theta})] + [p_{d\theta}^i U(V_{\theta,t,d\theta})]\} \quad (34)$$

La utilidad esperada permite calcular el coeficiente equivalente cierto. En el caso de que el agente sea neutral al riesgo ($\gamma=0$), el valor obtenido es el mismo que el que arroja el modelo trinomial con volatilidades cambiantes.

$$CE(V_{\theta,u,d,m,(t+1)}) = \{E[U(V_{\theta,u,d,m,(t+1)})]\}^{\frac{1}{1-\gamma_t}} \quad (35)$$

El equivalente cierto obtenido se actualiza al tipo sin riesgo con la siguiente expresión:

$$CE(V_{\theta,u,d,m,(t)}) = CE(V_{\theta,u,d,m,(t+1)}) \cdot e^{-r} \quad (36)$$

Cabe destacar que el uso de una tasa libre de riesgo es una simplificación, como oportunamente observa el revisor esto es válido para el precio del subyacente. No lo es para su valor transformado en

unidades de utilidad. En este caso la tasa de actualización adopta la forma de $r^* = (1 - \gamma)\{r - (\gamma/2)\sigma^2\}$.

El proceso recursivo brinda una medida monetaria, incorporada en la función de utilidad arroja el nivel de utilidad adaptado al coeficiente de aversión al riesgo del agente. Ésta surge de la siguiente ecuación:

$$U(V_{\theta,u,d,m,(t)}) = \begin{cases} \frac{CE(V_{\theta,u,d,m,(t)})^{\gamma_t-1}}{1-\gamma} \rightarrow \gamma > 0; \gamma_t \neq 1 \\ \log(CE(V_{\theta,u,d,m,(t)})) \rightarrow \gamma_t = 1 \end{cases} \quad (37)$$

El modelo trinomial con volatilidad cambiante y aversión al riesgo, si en el extremo: $\bar{\gamma}_t=0$ constante (neutralidad al riesgo); $\lambda = 1$ (equidistancia entre ascenso y descenso similar a binomial), $\bar{\sigma}_\theta$ (volatilidad constante) y $\theta = 0$ (inexistencia de sesgo), arroja un resultado coincidente con el modelo binomial clásico.

3. Funcionamiento del modelo. Análisis de caso.

En este trabajo no se persigue obtener soluciones estadísticas generalizables, por el contrario, se busca estudiar y poner de manifiesto el comportamiento del conjunto de variables que componen el modelo propuesto y sus interacciones, con el fin de justificar su funcionamiento bajo un determinado paradigma del conocimiento, en este caso, los modelos numéricos de evaluación de activos reales. Como consecuencia de ello, la metodología seleccionada es el estudio de casos en administración. Debe remarcarse que el estudio de casos, entendido como enfoque metodológico, no debe confundirse con el análisis de casos, entendido como un instrumento de enseñanza. La última busca analizar un aspecto concreto relacionado con las organizaciones para fomentar el debate o discusión, mientras que la primera pretende indagar sobre proposiciones teóricas con el objeto de ampliar y generalizar una teoría (Castro, 2010).

El caso a estudiar consiste en un proyecto de inversión en I&D, con característica distintivas respecto de las inversiones tradicionales, debido al grado de flexibilidad estratégica (opcionalidad) intrínseca generadas por las barreras de entrada (Milanesi, 2018a). Presentan dos características objetivas: a) En los sectores altamente innovadores, los costos de fabricación juegan un rol secundario para definir el precio final del producto, siendo la principal inversión en investigación y desarrollo (I+D), de ahí que el costo del capital sea uno de los principales factores para explicar el costo del producto. b) Existencia de barreras de entrada siendo una forma de proteger la innovación, a través de patentes, modelos de utilidad, etc.

En este tipo de inversiones el perfil del inversor juega un rol preponderante, pues este tipo de emprendimientos se caracteriza por alta incertidumbre, requerimientos constantes de aportes de capital y desarrollos pautados para horizontes prolongados de tiempo.

Según el perfil del inversor diferenciamos: (a) *Inversores aportantes del capital semilla*: En esta fase la figura del inversor suele ser el propio emprendedor (investigador o consorcios Agencias de Investigación, Universidades). Mediante el mecanismo de subsidios se obtiene el capital inicial que sirve para financiar los desarrollos de la fase de prototipo y eventualmente las primeras etapas empresariales. (b) *Inversores ángel* y capital de riesgo: agentes e inversores institucionales que asumen riesgo invirtiendo en la etapa inicial a cambio de participación accionarial, asumiendo un elevado nivel de riesgo. (c) *Private equity*: inversores institucionales en empresas cerradas maduras y sostenibles en el tiempo. Por lo general la inversión apunta a crear valor en la firma, al detectar un *management* deficiente o potenciales sinergias en su cartera de negocios. Aportan capital y/o equipo de gerencia.

Sus etapas son: (a) *Etapa preindustrial*: madurada la idea, se determina su viabilidad tanto técnica como empresarial, se ingresa en una etapa preindustrial caracterizada por una fuerte aplicación de recursos y una intensa labor de I+D. (b) *Lanzamiento al mercado*: en caso de que los resultados de la investigación sean positivos, y tras la protección de la innovación generalmente mediante patente, se entra en una fase de comercialización. (c) *Etapa de crecimiento*: caracterizada generalmente por un fuerte incremento de ingresos, hasta que se llega a un punto de equilibrio en el que se satura el mercado. (d) *Etapa de madurez*: la duración de este período dependerá del tiempo de explotación de la patente y de la introducción de nuevos productos, servicios y/o tecnologías, que traerán consigo una pérdida de cuota de mercado. (e) *Etapa de declive*: caracterizada por un decrecimiento de los ingresos, hasta un punto en el que el proyecto/empresa no sea sostenible.

Se supone un emprendimiento de base tecnológica, que se encuentra en su etapa de desarrollo, previéndose un horizonte para la finalización de pruebas y homologación para su lanzamiento en el mercado de 4 periodos ($t=4$). Se supone un valor actual estimado por el método de descuento de flujos de fondos, ascendiendo a $V_0=-\$100$ (miles). Tradicionalmente a partir de dicho valor actual esperado se procedía a estimar la volatilidad mediante el enfoque MAD (Copeland & Antikarov, (2001); Smith, 2005). No obstante, está demostrado el sesgo de la medida en la valoración de la opción, impactando en el valor de la opción. Existen propuestas superadoras al modelo MAD como los trabajos de Brandao, Dyer y Hahn (2012) y Pareja, Prada y Moreno (2019). En el presente trabajo se supone la volatilidad dada, a los efectos de ilustrar el comportamiento del resto de las variables correspondiente al modelo. Si se considera este valor sin analizar las alternativas estratégicas, debe rechazarse la I&D del proyecto por carecer de valor económico. No obstante, existen alternativas estratégicas, y conforme fue expuesto, son las que dan sentido y valor a este tipo de proyectos. En el caso bajo estudio, existen dos alternativas ejercibles en $t=4$: a) desarrollar la etapa de comercialización del producto, con una inversión estimada de $I=\$3.000$ (miles), b) transferir la licencia, con un ingreso de $\$9$ (miles) y costo de transferencia de $\$2,35$ (miles). La cantidad de pasos para construir la rejilla binomial es de $n=8$, con un $\Delta t=0,5$. La tasa libre de riesgo es del 5% anual, se supone un sesgo (θ) en el valor esperado del activo de $|\$1.000|$. La rejilla trinomial tiene un coeficiente de dispersión entre nodos (λ) de 1,5. El coeficiente de aversión al riesgo se supone cambiante y creciente a medida que el horizonte temporal se hace distante, en consonancia con la mayor incertidumbre percibida por el inversor, siendo de $\gamma_1=0,4$; $\gamma_2=0,56$; $\gamma_3=0,7$; $\gamma_4=0,8$; un comportamiento claramente adverso al riesgo.

Para estimar la volatilidad desplazada correspondiente a cada periodo, se parte de las ecuaciones 20 y 21. La primera sirve para proyectar el valor sesgado del subyacente mediante escenarios y simulación (Milanesi, Pesce & El Alabi, 2014). Con el valor del desvío estándar sesgado para cada nivel de volatilidad $\sigma_{\theta i}(V_t)$ iterando se obtiene el valor porcentual de $\sigma_{\theta i}$ para la máxima volatilidad y el resto de los volatilidades. En la siguiente tabla se exponen las variables de entrada del modelo.

Tabla 1. variables de entrada del modelo, valor esperado, volatilidad y aversión al riesgo para diferentes horizontes.

Periodo	0	1	2	3	4
$V_{\theta t} = (V_{\theta,0} + \theta_0)e^{\mu t}$	\$ 900,00	\$ 946,14	\$ 994,65	\$ 1.045,65	\$ 1.099,26
$\sigma_{\theta i}(V_t)$	\$ -	\$ 460,00	\$ 582,00	\$ 658,00	\$ 721,00
$\sigma_{\theta i}$		46,06%	38,37%	33,35%	29,91%
γ	0	0,40	0,56	0,7	0,8

Fuente: Elaboración propia.

Los valores de la Tabla 1 permiten obtener los coeficientes de ascenso, descenso y medio (ecuaciones 26, 27 y 28), las probabilidades de transición desplazadas de máxima volatilidad (ecuaciones 30, 31 y 32) y las probabilidades de transición intermedias, proporcionadas a cada nivel de volatilidad (ecuaciones 32, 33 y 34), conforme se expone en la Tabla 2.

Tabla 2. Parámetros rejilla trinomial desplazada con volatilidad cambiante.

Periodo	1	2	3	4
u_{θ}	1,72329055	1,72329055	1,72329055	1,72329055
m_{θ}	1,02531512	1,02531512	1,02531512	1,02531512
d_{θ}	0,61003706	0,61003706	0,61003706	0,61003706
$p_{u\theta(\max)}$	0,1514269			
$p_{m\theta(\max)}$	0,5940635			
$p_{d\theta(\max)}$	0,2545096			
$p_{u\theta}^i$		0,10506498	0,07935907	0,06383916
$p_{m\theta}^i$		0,71834785	0,78725879	0,82886367
$p_{d\theta}^i$		0,17658717	0,13338215	0,10729717

Fuente: Elaboración propia.

Las probabilidades de transición se ajustan en función al coeficiente λ : a mayor coeficiente, mayor peso cobra m , tendiendo a 1, los extremos (u y d) tienden a su par binomial. Para proyectar el recorrido del subyacente es utilizada la ecuación 29, donde primero se proyecta el valor con sesgo y luego éste es extraído. La rejilla queda expuesta de la siguiente manera:

Tabla 3. Valor del proyecto en la rejilla trinomial (elaboración propia)

0	1		2		3		4	
\$ -100,00	\$ 525,65	\$ 1.621,49	\$ 3.528,05	\$ 6.832,20	\$ 12.545,24	\$ 22.410,01	\$ 39.429,89	\$ 68.780,62
	\$ -102,53	\$ 538,95	\$ 1.662,53	\$ 3.617,37	\$ 7.005,16	\$ 12.862,83	\$ 22.977,32	\$ 40.428,06
	\$ -476,28	\$ -105,13	\$ 552,60	\$ 1.704,62	\$ 3.708,94	\$ 7.182,49	\$ 13.188,45	\$ 23.558,99
		\$ -488,34	\$ -107,79	\$ 566,59	\$ 1.747,77	\$ 3.802,83	\$ 7.364,32	\$ 13.522,32
		\$ -716,34	\$ -500,70	\$ -110,52	\$ 580,93	\$ 1.792,02	\$ 3.899,10	\$ 7.550,75
			\$ -734,47	\$ -513,38	\$ -113,31	\$ 595,64	\$ 1.837,38	\$ 3.997,81
			\$ -873,56	\$ -753,07	\$ -526,37	\$ -116,18	\$ 610,71	\$ 1.883,90
				\$ -895,68	\$ -772,13	\$ -539,70	\$ -119,12	\$ 626,17
				\$ -980,53	\$ -918,35	\$ -791,68	\$ -553,36	\$ -122,14
					\$ -1.005,35	\$ -941,60	\$ -811,72	\$ -567,37
					\$ -1.057,11	\$ -1.030,80	\$ -965,44	\$ -832,27
						\$ -1.083,87	\$ -1.056,90	\$ -989,88
						\$ -1.115,45	\$ -1.111,31	\$ -1.083,65
							\$ -1.143,69	\$ -1.139,44
							\$ -1.162,95	\$ -1.172,64
								\$ -1.192,39
								\$ -1.204,14

Fuente: Elaboración propia.

7,00	\$	12,91	13,23	\$	7,08	7,08	\$	13,23	13,57	\$	7,16
7,08	\$	13,23	13,57	\$	7,16	7,08	\$	13,23	13,57	\$	7,16
7,08	\$	13,23	13,57	\$	7,16	7,08	\$	13,23	13,57	\$	7,16

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6. Valor del proyecto: rejilla trinomial desplazada con volatilidad cambiante y funciones isoelásticas.

Valor actual			
0			
U(.)	PV (CE)	CE	EU(.)
6,83	\$ 10,60	10,87	\$ 6,97

Fuente: Elaboración propia.

El análisis de sensibilidad expone las variaciones en el valor, en este caso, con modificaciones en el sesgo y en la amplitud de los movimientos correspondientes a la rejilla binomial.

Tabla 7. Análisis de sensibilidad, sesgo y amplitud de movimientos.

\$	10,60	0	-500	-1000	-1500	-2000
1	\$ 10,01	\$ 10,04	\$ 10,42	\$ 11,27	\$ 12,84	
1,5	\$ 9,99	\$ 10,05	\$ 10,60	\$ 10,83	\$ 12,88	
2	\$ 9,98	\$ 10,07	\$ 10,75	\$ 11,20	\$ 11,41	
2,5	\$ 9,98	\$ 10,00	\$ 10,36	\$ 10,44	\$ 13,26	
3	\$ 9,98	\$ 10,06	\$ 10,10	\$ 11,96	\$ 12,51	

Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, se presentan los diferentes valores, a partir del binomial tradicional, transitando por rejillas trinomiales con volatilidad constante, con y sin sesgo, trinomiales con volatilidad cambiante y trinomiales con volatilidad, sesgo y función isoelástica de utilidad.

En la Tabla 8 se puede apreciar el efecto del sesgo, ya que su inexistencia hace que la opción de continuar no sea viable, por ende los valores positivos se encuentran en la transferencia, arrojando similares resultados el binomial y tradicional (\$5,44/ U(5,44)) al asignarse un parámetro $\lambda=1$. Con sesgo, existe posibilidad de continuar y ello es capturado en el resultado (\$47,35/U(47,35)). Si el parámetro $\lambda > 1$, entonces binomial y trinomial no coinciden, arrojando el último un mayor valor dada la distribución en tres nodos (\$56,79/U(56,79)). Finalmente incorporando volatilidad variable el resultado se ajusta a la baja producto de los niveles de dispersión menores, quitando peso ponderado a las probabilidades ascendentes (\$31,96/U(31,96)). Finalmente, al incorporar aversión al riesgo variable y creciente en el tiempo, el valor se ajusta a la percepción de un sujeto adverso en mercado incompletos, con sesgos y riesgos variables (\$6,83/U(10,6)).

Tabla 8. Valores según parámetros.

Parámetros	Binomial $\sigma=k; \theta=0;$ $\gamma=0; \lambda=1$	Trinomial $\sigma=k; \theta=0;$ $\gamma=0; \lambda=1,5$	Trinomial $\sigma=k; \theta=0;$ $\gamma=0; \lambda=1,5$	Trinomial $\sigma=v; \theta=-1000;$ $\gamma=0; \lambda=1,5$	Trinomial $\sigma=v; \theta=-1000;$ $\gamma=0; \lambda=1,5$	Trinomial $\sigma=v; \theta=-1000;$ $\gamma=v; \lambda=1,5$
θ	0	0	-1000	-1000	-1000	-1000
λ	1	1	1	1,5	1,5	1,5
σ	σ (constante)	σ (constante)	σ (constante)	σ (constante)	σ (variable)	σ (variable)
γ	0	0	0	0	0	γ (variable)
U(.)	5,44	5,44	47,35	56,79	31,96	6,83
PV(CE)	5,44	5,44	47,35	56,79	31,96	10,6

Fuente: Elaboración propia.

4. Conclusiones.

Frente al no cumplimiento de los supuestos tradicionales relativos a mercados eficientes, perfectos, completos y desarrollados, se deben capturar y valorar tales imperfecciones en el modelo. El modelo binomial y trinomial tradicional con neutralidad al riesgo, supone inversores racionales ilimitadamente, capaces de construir carteras réplicas para estimar el riesgo de los flujos de fondos del proyecto, en especial para inversiones estables cuya volatilidad se mantenga en determinados rangos. Además se requiere de un contexto caracterizado por mercados financieros perfectos, eficientes y completos, en donde prácticamente todos los riesgos son considerados “*de mercado*” en los términos de Smith y Nau (1995).

No obstante, los mercados emergentes, no completos y en particular proyectos del tipo I&D o EBT no ven reflejados sus potenciales riesgos. Es allí donde el modelo debe indagar y brindar herramientas al evaluador, que permitan conjugar la ambigüedad del mercado en relación a datos para estimar riesgo, las características dinámicas de la inversión en cuestión y las preferencias del inversor. El modelo propuesto toma las rejillas trinomiales como una herramienta que logra mayor detalle en el mapeo de la granularidad de la rejilla, usa los escenarios y la simulación como técnica para estimar los posibles valores y el sesgo del proyecto, abarcando todos los riesgos del mismo e incorpora las funciones isoelásticas de utilidad incorporando el grado de aversión al riesgo del evaluador.

Esto último de vital importancia, pues no debe perderse de vista que un proceso de valoración es una actividad intelectual donde el conocimiento del evaluador se transforma en parámetro que resulta en valor, que luego toma forma de precio a través del acuerdo de partes y perfeccionamiento de la transacción.

Referencias

- Amram, M., & Kulatilaka, N. (1998). *Real Options* (1ª ed.). Boston, Massachusetts, USA: Harvard Business School Press.
- Baliero, R., & Rosenfeld, R. (2004). Testing Option Pricing with Edgeworth Expansion. *Physica A: Statistical Mechanis an its Application*, 344, 484-490.
- Boyle, P. (1988). A lattice framework for option pricing with two state variables. *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 23(1), 1-12.

- Brandao, L., & Dyer, J. (2009). Projetos de Opcoes Reis com Incertezas Correlacionadas. *Revista de Administracao e Contabilidade da Unisinos*, 6(1), 19-26.
- Brandao, L., Dyer, J., & Hahnn, W. (2012). Volatility estimation for stochastic project value models. *European Journal of Operational Research*, 220(3), 642-648.
- Camara, A., & Chung, S. (2006). Option Pricing for the Transformed-Binomial Class. *Journal of Futures Markets*, 26(8), 759-787.
- Castro, E. (2010). El estudio de casos como metodología de investigación y su importancia en la dirección y administración de empresas. *Revista Nacional de Administración*, 2(1), 31-54.
- Chance, D. (2007). A Synthesis of Binomial Option Pricing Models for Lognormally Distributed Assets. *SSRN*: <https://ssrn.com/abstract=969834>
- Chavez, E., Milanesi, G., & Pesce, G. (2019, septiembre). Estimación de la Aversión al Riesgo Implícita en los precios de mercado de diferentes activos financieros en el mercado argentino. *XIX International Finance Conference*. http://internationalfinanceconference.org/archive/ifc2019_papers/77.pdf
- Copeland, T., & Antikarov, V. (2001). *Real Options* (1^a ed.). New York, USA: Texere LLC.
- Cox, J., Ross, S., & Rubinstein, M. (1979). Option Pricing: A Simplified Approach. *Journal of Financial Economics*, 7(3), 229-263.
- Derman, E., Kani, I., & Chriss, N. (1996). Implied Trinomial Trees of the Volatility Smile. *Quantitative strategies research notes*. New York: USA. Goldman Sachs.
- Graeme, G. (2009). *Real Options in Theory and Practice (Financial Management Association Survey and Synthesis)*. Oxford: Oxford University Press.
- Guthrie, G. (2011). Learning Options and Binomial Trees. *Wilmott Journal*, 3(1), 1-23.
- Haahtela, T. (2010a). Displaced Diffusion Binomial Tree for Real Option Valuation. *SSRN* <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1932408>
- Haahtela, T. (2010b). Recombining trinomial tree for real option valuation with changing volatility. *14th Annual International Conference on Real Options*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1932411>
- Hull, J. (2012). *Options, Futures and other Derivatives (Global Edition)*. London, United Kingdom: Pearson Education Limited.
- Jabbour, G., Kramin, M., & Young, S. (2001). Two-state Option Pricing: Binomial Models Revisited. *Journal of Futures Markets*, 21(11), 987-1001.
- Jarrow, R., & Rudd, A. (1982). Aproximate option valuation for arbitrary stochastic processes. *Journal of Financial Economics*, 10(3), 347-369.
- Kamrad, B., & Ritchken, P. (1991). Multinomial Approximating Models for Options with k State Variables. *Management Science*, 37(12), 1640-1653.
- Ljungqvist, L., & Sargent, T. (2000). *Recursive Macroeconomic Theory*. Massachusetts, USA: MIT press.

- Milanesi, G. (2018). Opciones reales y funciones isoelásticas: el caso de la valuación de un proyecto de I&D en mercados incompletos. *Revista Española de Capital de Riesgo*, 2, 39-52.
- Milanesi, G., Pesce, G., & El Alabi, E. (2014). Valoración de empresas de base tecnológica: Análisis de riesgo y el modelo binomial desplazado. *Revista Española de Capital de Riesgo*, 4, 15-24.
- Num, J. (2015). *Real options analysis: tools and techniques for valuing strategic investments and decisions with integrated risk management and advanced quantitative decision Analytics* (3^a ed.). California, USA: ROV.Press.
- Ochoa, C., & Vasseur, J. (2014). Valoración de opciones a través de equivalentes a certeza. *Ecos de Economía*, 18(39), 49-72.
- Pareja, J., & Baena, J. (2018). Estimación del índice de aversión al riesgo utilizando la función CRRA mediante un diseño experimental. *Revista Espacios*, 39(13), 29-47.
- Pareja, J., & Cadavid, C. (2016). Valoración de patentes farmacéuticas a través de opciones reales: equivalentes de certeza y función de utilidad. *Contaduría y Administración*, 61, 794-814.
- Pareja, J., Prada, M., & Moreno, M. (2019). Volatilidad en Opciones Reales: Revisión literaria y un caso de aplicación al sector petrolero colombiano. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 27, 136-155.
- Pratt, J. (1964). Risk Aversion in the Small and in the Large. *Econometrica*, 32(1-2), 122-136.
- Rendleman, R., & Barter, B. (1979). Two-state Option Pricing. *Journal of Finance*, 34(5), 1092-1110.
- Rubinstein, M. (1983). Displaced Diffusion Option Pricing. *Journal of Finance*, 38(1), 213-217.
- Salahaldin, L. (2016). *Real Options as a Tool for Value Creation: Evidence from Sustainable Development and Information Technology Sectors*. London, United Kingdom: Wiley-ISTE.
- Shockley, R.L. (2006). *An Applied Course in Real Options Valuation*. Sacramento, USA: Thomson South-Western Finance.
- Smit, H., & Trigeorgis, L. (2004). *Strategic Investment: Real Options and Games* (1^a ed.). New Jersey, Estados Unidos: Princeton University Press.
- Smith, J. (2005). Alternative Approach for Solving Real Options Problems. *Decision Analysis*, 2(2), 89-102.
- Smith, J., & Nau, R. (1995). Valuing Risky Projects: Option Pricing Theory and Decision Anaysis. *Management Science*, 41(5), 795-816.
- Suen, R. (2009). Bounding the CRRA Utility Functions. *MPRA papers*. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/13260/1/MPRA_paper_13260.pdf
- Tian, Y. (1993). A modified lattice approach to option prining. *The Journal of Futures Markets*, 13(5), 563-577.
- Trigeorgis, L. (1995). *Real Options in Capital Investment: Models, Strategies and Applications* (1^a ed.). London, United Kindgon: Praeger.
- Trigeorgis, L. (1997). *Real Options: Managerial Flexibility and Strategy in Resource Allocations* (2 ed.). Cambridge: MIT Press.

Van der Hoek, J., & Elliot, R. (2006). *Binomial models in Finance*. New York, United States: Springer Science.

Whaley, R. (2006). *Derivatives, Markets, Valuation and Risk Management*. New Jersey: John Wiley & Sons.

Wilmott, P. (2009). *Frequently Asked Questions in Quantitative Finance* (Segunda ed.). United Kingdom: John Wiley & Sons.



What determines own-account work in Colombia? Some empirical evidence for the years 2010 and 2013

BURBANO VALLEJO, EDY LORENA
Universidad de San Buenaventura (Colombia)
Correo electrónico: elburban@usbcali.edu.co

CASTRO ARISTIZABAL, GEOVANNY
Universidad Autónoma de Bucaramanga (Colombia)
Correo electrónico: gcastro793@unab.edu.co

CASTILLO CAICEDO, MARIBEL
Pontificia Universidad Javeriana (Colombia)
Correo electrónico: mabelcas@javerianacali.edu.co

ABSTRACT

The main objective of this paper is to analyze the effect of education, age, access to ICTs and physical and financial assets, as well as other personal and socio-economic characteristics on the probability of being a formal or informal own-account worker. In order to achieve this purpose, information will be used at the urban level for the twenty-one main cities in Colombia from the Great Integrated Household Survey 2010 (GISH), by the National Administrative Department of Statistics (DANE) and the Colombian Longitudinal Survey of the University of the Andes 2013 (CLS). Based on these data, models that have a qualitative binomial and multinomial dependent variable are employed, correcting for selection bias. As main results, it was found that physical assets and access to credit have a positive marginal effect on the probability of being an own-account worker. On the other hand, the marginal effect of education was negative; the lower the educational level, the greater the probability of self-employment, especially regarding the informal work.

Keywords: Labor Economics, own-account worker, binomial and multinomial models, Colombia.

JEL classification: C13; C51; J01; J24.

MSC2010: 91B24; 91B39; 91B70; 91B82.

Artículo recibido el 27 de marzo de 2019 y aceptado el 17 de mayo de 2021.

¿Qué determina el trabajo por cuenta propia en Colombia? Una evidencia empírica para los años 2010 y 2013

RESUMEN

El objetivo principal del presente trabajo es analizar el efecto que tiene la educación, la edad, el acceso a TIC's y activos físicos y financieros, además de otras características personales y socioeconómicas, en la probabilidad de ser trabajador por cuenta propia, formal e informal. Para el logro de este propósito, se emplea la información a nivel urbano para las 21 ciudades principales en Colombia, de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), y de la Encuesta Longitudinal Colombiana de la Universidad de los Andes (ELCA), para 2010 y 2013, aplicando los modelos de variable policótoma, corrigiendo el sesgo de selección. Como principales resultados, se encontraron que los activos físicos y el acceso al crédito, tienen un efecto marginal positivo sobre la probabilidad de ser trabajador por cuenta propia. De otra parte, el efecto marginal de la educación fue negativo: a menor nivel educativo, mayor la probabilidad de autoempleo, sobre todo el informal.

Palabras clave: economía laboral, trabajador cuenta propia, modelos binomiales y multinomiales, Colombia.

Clasificación JEL: C13; C51; J01; J24.

MSC2010: 91B24; 91B39; 91B70; 91B82.



1. Introduction.

According to DANE, an own-account worker is an individual who earns income independently, based on formal or informal economic activities. The aforementioned workers were made up of an important fraction of the employed population in the Colombian labor market. According to DANE, they represented 43% of the total of employed people in the country between 2011 and 2015.

Generally, informal own-account workers are individuals who create a small business, or who work alone and independent, finding a last resource for income when facing the possibility of self-employment. More than representing an opportunity, independent work usually represents a necessity amid an environment without barriers with few physical and human capitals, addressed to activities, which create little aggregate value (Tokman, 1987). Likewise, there are formal own-account workers, who are not linked to the company through a direct contract, their relationship with it is through a service provision contract, for example, consultant, plumber, electrician, who find an alternative source of income and maintain a good life quality, without complying with schedule or direct labor hiring (Uribe & Ortiz, 2004; Guataquí, García, & Rodríguez, 2011).

Own-account workers in developed countries also represent a high proportion of its labor market, reaching up to 30% of participation. However, unlike developing countries such as Colombia, these self-employed workers have better economic and political conditions, as well as physical and human capital (Blanchflower, 2004).

Nevertheless, in order to study this segment of the labor market, economics has employed self-employment models, which have been evolving since the late seventies of last century, and have also been trying to find explanations in terms of behavior and structure of own-account workers. The most recent theoretical developments have incorporated Mortensen-Pissarides' models (1994) of balanced unemployment into the different stages of the labor market, including the self-employment condition (see Bradley (2014) and Kumar & Schuetze (2007)). This addition obeys to evidence of significant flows from unemployment to self-employment in developed countries, based on the limited growth of employment and the improvement of salaries (Blanchflower, 2004); apart from the increasing gap between the average income level of a self-employed individual and a wage-earner, taking into account, this individual's educational level (Hamilton, 2000).

On the other hand, considering the Colombian case, studies that have contrasted the hypothesis about the structure, behavior and/or factors that affect the composition of own-account population, are relatively scarce. Meanwhile, there is abundant literature about the analysis of labor informality, including companies and employers, mainly from the nineties (Guataquí et al., 2011; Mondragón & Peña, 2010; García, 2005; Uribe & Ortiz, 2004; Ribero, 2003; Flórez, 2002; Núñez, 2002; Caro, 1995; among others).

Taking into account the aforementioned, this work seeks to determine which are the main factors that affect the decision of being a formal or an informal own-account worker in Colombia. Based on data from the Great Integrated Household Survey (GIHS) by DANE for 2010 and on the Colombian Longitudinal Survey (CLS) by the University of the Andes for 2013, this work includes twenty-one main cities in the urban context. Binomial and multinomial models are employed, which incorporate polychotomous variables and the correction of selection bias, by means of the proposed model by Heckman (1976; 1979).

The purpose here is to study the socio-economic structure of own-account workers for 2010 and 2013, quantify the marginal effects that the possession of assets and access to credit have on the probability of being a self-employed worker, and updating and/or contrasting results to those of other previous related research.

Two main contributions are established in this article: first, from the perspective of the category of self-employment and second, from the methodology. In relation to the first one, and based on the

literature review, unlike others, this work carries out the study of self-employment by disaggregating between formal and informal own-account workers, considering the institutional approach. Likewise, it incorporates physical and financial assets as a possible determining factor in the decision of being self-employed, based on data from the CLS, 2010 and 2013; therefore, decreasing the relative scarcity in this type of studies for the Colombian case. Now, considering the methodological perspective, this research incorporates the methodology by Heckman (1979; 1976) in the estimations of the binomial and multinomial models, in order to correct for selection bias created by the decision of individuals regarding their occupation; which is an aspect that had not been found in previous works to this one.

This document is organized as follows. After this introduction, backgrounds of international and national literature related to self-employment and its applications on own-account work are included. Afterwards, the methodology of the binomial and multinomial models, and the correction of selection bias are described. Results obtained in this study, including descriptive statistics of the employed variables are presented in the fourth section. Finally, conclusions and bibliographic references are included.

2. Background framework.

According to Evans and Leighton (1989), the first studies about small businesses and self-employment correspond to the ones carried out by Knight (1921) and Schumpeter (1950). Subsequently, research by Kihlstrom and Laffont (1979), Lucas (1978), Calvo and Wellisz (1980) and Evans and Jovanovic (1989) appeared. These studies showed that the decision to undertake a business venture was associated with: a) preferences related to risk, b) expectations and abilities of individuals to undertake a business venture, c) learning and knowledge of entrepreneur-related skills, associated to age and the learning ability of people, and d) liquidity problems and the difficult access to credit.

By the nineties, based on the proposals by Lucas (1978), Jovanovic (1989) highlighted the importance of the role of individuals with superior attributes to face the idea of undertaking a productive business. Therefore, in addition to access to capital and risk aversion, the distribution of business-related abilities plays a quite important role in society. From here, that the most audacious individuals, with better capacities and managerial predispositions, assume the challenge to undertake own-account businesses. Later on, Blanchflower and Oswald (1998) determined that access to capital was highly important to entrepreneurship, in addition to talent and vocation of entrepreneurship included in Lucas's model (1978). This finding follows the same line as the models by Evans and Jovanovic (1989).

More recently, Hurst and Pugsley (2010) proposed that the decision of being a wage-earner or a self-employed worker depended on the non-pecuniary benefits. They suggest that individuals (households) face a disjunctive: working in their own business, which generates as much benefit as utility (being their own boss), or working for a company, which produces income via salary. In this way, in spite of the fact that an own-account worker might have low income, these are compensated with the non-pecuniary benefits, given the utility or satisfaction that being his own boss represents; and in this way, he decides to undertake his own company.

These approaches have received different criticism. The most important one refers to the fact that the proposed models do not consider the irregularities of the labor market, since they assume a context of perfect competition. Therefore, they do not take into account unemployment, its duration, the costs of search for employment, the market's rigidities or the imbalances between supply and demand (dismatch). For this reason, new approaches have been developed. These are mentioned as follows.

Based on the survey of the Panel Study of Income Dynamics from 1977 to 1996 for the United States and on the model of balanced unemployment by Mortensen and Pissarides (1994), Kumar and Schuetze (2007) analyzed the effect of variations in the minimum wage and unemployment insurance on the transitions between unemployment and being an own-account worker. They found that a high

unemployment insurance and the fixing of a minimum wage decreased both the probability of being a self-employed worker and the probability of transition from unemployment to self-employment.

On its part, Bradley (2014) developed a model of balanced unemployment with frictions, distinguishing between a full-time own-account worker and an own-account worker with the possibility of hiring people (employer). By means of the British Household Panel Survey for 2004-2008, the author demonstrated that while the former are more productive than large companies are, they have difficulties to grow, since they are restricted by their technology capacity. Likewise, based on the Labor Force Survey of Brazil for 2002-2007, Meghir et al. (2015) introduced the own-account sector and informality in a model of balanced unemployment. They showed that decisions on transitions between the different stages of the labor market depended on the future perspective of the stage in which individuals were found and not only on the offered or earned salary at that time.

These research have been oriented to the search of factors that determine the decision of selecting self-employment; however, they have made no distinction between what informal own-account work and formal own-account work mean. Taking into consideration that this work does make that distinction, literature review regarding this topic, in particular for the Colombian case, is presented as follows.

The analysis of labor informality took place in the frame of the theory of segmented labor markets, based on the dual labor market theory by Cain (1976) and Dickens and Lang (1988), which supports the coexistence of two economic sectors, with different characteristics and clearly differentiated hiring patterns. Subsequently, Maloney (2004) defined the informal sector as that in which the absence of state regulation and lack of compliance of institutional requirements existed. Such definition has been endorsed by the World Bank (WB) and the Inter-American Development Bank (IDB) for the Latin American case, for the last ten years.

In this Latin American context, there are two views regarding informality: a) the structuralist view, which is adopted by the Regional Employment Program for Latin America (REPLA), the International Labor Organization (ILO) and DANE (National Statistics Administrative Department) for Colombia; and b) the institutional view, which is accepted by the WB and IDB. In the first one, own-account workers, employees in companies of less than five people, domestic service workers and unpaid family workers are catalogued as informal workers (except for professional workers). The second view emphasizes more the norms and regulations of the labor market (payment of minimum wage, pensions, severances, semi-fiscals), which when considering the size of the business establishment, confers greater relevance to working conditions (Uribe & Ortiz, 2004; Guataquí, García, & Rodríguez, 2011).

For the case of the studies employed in Colombia, literature is relatively scarce, and it is mostly oriented towards the determining factors that affect the choice of being an own-account worker. For instance, Destré and Henrard (2004) and Guataquí et al. (2009) determined educational level of individuals as one of the main conditioning factors. Based on the National Household Survey 1996 (NHS), the latter found a negative effect of education on the probability of being an own-account worker. Now, based on the Great Integrated Household Survey 2007, the former found that returns of these workers were associated to their educational level.

In line with this, Mondragón and Peña (2010) carried out a comparison between businessmen and self-employed own-account workers in Colombia, from the data contained in the National Household Survey between 1984 and 2006. They found that there was a high proportion of own-account workers, with basic educational level; while businessmen were, in a great percentage, individuals with higher education, who also, doubled own-account workers in terms of quantity. In a study carried out for Ibagué with data from the NHS for 2003, 2005 and 2007, Salinas and Aragón (2011) found that additional years of education negatively affected income of own-account workers (exceptional case, the ones with higher education), although had a positive influence on income of wage-earners.

Using data from the Survey of the National Government of the program “Familias en Acción” and from the National Department of Planning (NDP), Bozzoli et al. (2011) determined that own-account work increased accordingly with the increase in the displacement rates in the rural and urban zones, and that homicides had a negative effect on the possibility to undertake self-employment. Based on data by the Centre of Studies on Economic Development (CSED) from the University of the Andes, the Survey of the National Government of the program “Familias en Acción” provided municipal data on violence and conflict. Data regarding the economic situation of Colombian municipalities was provided by the National Department of Planning (NDP).

Finally, in the work carried out by Aparicio et al. (2013) for Medellín, there was evidence that education, financial capital and the use of ICT’s, positively affected the decision of becoming a self-employed business person, which generated employment. This conclusion is based on data from the GIHS 2009.

Sánchez (2018) makes a characterization of own-account workers in Colombia, between 2002 and 2016. The author finds that they have a low remuneration, as well as a low educational level and a large part of the population that engages in these activities is over 40 years of age. In addition, they face high risks in the execution of their activity given the poor conditions in which they exercise it, and they suffer from labor exploitation. In addition, Suárez (2020) identifies that in Colombia, for the year 2019, most of the own-account workers do not have a labor contract, they are concentrated in the commercial and agricultural sectors, and the average labor income of salaried employees doubles average earnings of self-employed workers.

As can be seen, in general, these research did not carry out a distinction between formal and informal own-account workers, neither did they include physical and financial capital as a possible determining factor in the decision of being self-employed, which it is taken into consideration in this work, under the institutional view of informal work. This would be the main contribution of this work. On the other hand, from the methodological view, the estimations of the binomial and multinomial models are carried out correcting for selection bias between the decision of being an own-account worker and the income level; which represents an aspect not taken into account in the previous research, except for Destré and Henrad (2004). These authors correct this bias for the case of Mincer equations, but not for the choice equations, which is the case presented in this study and so, this represents its second contribution.

3. Methodology for the empirical analysis.

The empirical analysis examined in this work closely follows two information sources: the GIHS, by DANE and the CLS, by the University of the Andes. Data for 2010 and 2013 at the urban level, were obtained for the twenty-one main cities in Colombia. The analysis was carried out for the population older than eighteen years old; basically since it is the population with access to physical and financial assets. For the descriptive analysis, the corresponding expansion factors were employed in each one of the surveys. Moreover, the differentiation between formal and informal own-account workers was carried out based on the institutional approach.

It is worth mentioning that using these two sources of information as a reference was due to the complementarity that the CLS provides to the analyses on own-account workers, explicitly related to the acquisition and easy access to assets (both physical and financial). This enables to empirically evaluate the Colombian case, in the light of the theoretical framework.

3.1. Analysis of variables.

For the econometric estimations, binomial and multinomial probability models that employ qualitative variables with several categories (polychotomous) as the dependent variable, have been included in this study. In this way, to calculate the binomial probabilities on the decision of being an own-account worker, the dependent variable is a binary variable and indicates the value of 1 when the individual is an own-account worker, and 0 if he is not. In relation to the multinomial choice, five occupational categories will be analyzed: informal own-account, formal own-account, self-employed worker, government employee and other types of employment.

In regards to the explanatory variables, three categories have been grouped together: 1) those related to human capital, as educational level and age; 2) socio-economic variables such as the position in the household (head of household), marital status, ability to use information technology (ICT's) and duration of employment; 3) those related to physical and financial assets, such as the ownership of residential property, other buildings, an automobile, other means of transportation and the access to credit with commercial banks and financial institutions. The variables included in the model are described in Table 1.

Table 1. Variables and expected signs in probability models.

	VARIABLE	DESCRIPTION	SIGN
Human Capital	<i>Elementary</i>	A binary variable that takes the value of one if he/she has elementary school, zero if he/she has a university degree	+
	<i>High School</i>	A binary variable that takes the value of one if he/she has a bachelor's degree, zero if he/she has a university degree	+
	<i>Technical-Technological</i>	A binary variable that takes the value of one if he/she has technical or technological studies, zero if he/she has a university degree.	+
	<i>Age</i>	Quantitative variable measured in years. It is expected that, the older they are, the greater the probability of being self-employed.	+
Socio-economic Characteristics	<i>Gender</i>	A binary variable that takes the value of one for men and zero for women. Men are expected to be more likely to be self-employed workers.	+
	<i>Head of the household</i>	Takes the value of one, if he/she is the head of the household, zero if he/she is not. As he/she has the responsibility of sustaining a household, and given labor instability of a self-employed worker, a negative marginal effect is expected.	-
	<i>Marital status*</i>	Takes the value of one if he/she is committed and zero if not. The expected sign is negative. Given marital responsibility, the individual will want to maintain job stability by being employed.	-
	<i>Information and communications technology (ICTs)</i>	Takes the value of one if he/she has access to internet, and at least to one computer, zero if he/she does not. It is considered that access to internet and a computer, reduces the opportunity costs of misinformation, so the individual is better informed and knows more of the state of the labor market, and in this way, he reduces the time spent to job search. As a result, the expected marginal effect is negative.	-
	<i>Unemployment duration</i>	Answers the question for <i>how long have you been looking for work?</i> if he/she declare not to be engaged in formal jobs. A quantitative variable measured in months. The longer the individual is unemployed, the greater the probability of being in self-employment.	+
Physical and	<i>Own residential property</i>	Takes the value of one, if he/she has its own house without a mortgage credit and zero, if he/she does not. The expected marginal effect is positive, since not paying rent gives more leniency and greater possibilities of undertaking a business venture of their own.	+
	<i>Other own buildings</i>	Takes the value of one if he/she has own buildings. He/she can take advantage of these assets to start his own business, so a positive sign is expected.	+

<i>Own vehicle</i>	Takes the value of one if he/she has his own vehicle and zero, if he/she does not. The expected sign is positive, given that in case of eventual loss of employment, owning a vehicle can become an asset to generating income on its own.	+
<i>Other means of transportation</i>	Takes the value of one if he/she owns taxis, buses, vans, trucks, etc., and otherwise, zero. A positive sign is expected between the probability of being an own-account worker and being the owner of (the possessions of the household) this kind of means of transportation.	+
<i>Access to credit</i>	Takes the value of one if he/she has access to credit and zero, if he/she does not. Access to credit improves the conditions of initial liquidity to undertake a sole proprietorship business unit; therefore, the expected marginal effect is positive.	+

*Engaged has been defined as the person who is married or currently living with his or her partner.
Source: Authors' elaboration.

3.2. Econometric models.

As previously mentioned, two models will be estimated in this work. The purpose with the first one is to determine which are the aspects that affect the choice of being an own-account worker (formal or informal), in relation to the rest of the occupations in the labor market. Therefore, the dependent variable is binary (binomial model). The second model disaggregates own-account workers, for which the dependent variable considers, among other occupations, informal self-employment and formal self-employment (multinomial model). In line with the developments by Destré and Henrard (2004), Bernhardt (1994) and Rees and Shah (1986), the latent variable model proposed in this study is the following:

$$y_j = \beta_1 + \beta_2 Age_j + \beta_3 Elementary_j + \beta_4 HighSchool_j + \beta_5 Technical_j + \beta_6 Gender_j + \beta_7 Head_j + \beta_8 Marital_j + \beta_9 ITC's_j + \beta_{10} Dur_unemp_j + \beta_{11} Household_j + \beta_{12} Buildings_j + \beta_{13} Vehicle_j + \beta_{14} Transportation_j + \beta_{15} Credit_j + \varepsilon_j \quad (1)$$

when y_j takes the value of 1, the occupation of the individual will be the one corresponding to the own-account worker (informal or formal); while, when it takes the value of zero, it will indicate another type of work, for instance: private employee, government employee, among others occupations (in "others occupations" were grouped: domestic employee, employer, unpaid worker and day laborer):

$$y_j^{binomial} = \begin{cases} 1 & \text{if own - account worker} \\ 0 & \text{if private employee, government employee, others occupations} \end{cases} \quad (2)$$

The explanatory variables in equation (1) are described in Table 1. Given the binary nature of the dependent variable, the estimation of (1) cannot be carried out through Ordinary Least Squares. For this reason, the Maximum Likelihood method will be employed, supposing that $\varepsilon_j \sim N(0, \sigma^2 = 1)$, with which an appropriate probit model for discrete choice models must be used, as the one proposed in (1).

However, considering that the general objective of this work is aimed at the identification of the factors that affect the choice of being an informal own-account worker, model (1) will be estimated, although taking as latent variable, the one represented in expression (3):

$$y_j^{multinomial} = \begin{cases} Informal\ own - account \\ Formal\ own - account \\ Private\ employee \\ Government\ employee \\ Other\ occupations \end{cases} \quad (3)$$

The probabilities of the options in the labor market will now depend on each of the covariables. This, due to the fact that apart from the alternative of being an informal own-account worker, there are other possibilities such as being a formal own-account worker, self-employed worker, government employee, among other occupations. Taking into consideration that there are several categories of occupations different from informal own-account, the multinomial estimation allows a more consistent approach to the real marginal effects of each of these alternatives on the probability of choosing being an informal own-account worker (Greene, 2012).

However, the choice made by individuals regarding some of the occupational categories, is associated to the comparative advantages, whether they are pecuniary or non-pecuniary, which result from each of them. Therefore, the decision of being a self-employed worker may be biased, more so when the same surveyed individual may define himself in one category or another. Literature defines this situation as self-selection bias, and estimations of the model's coefficients under this bias, produces unbiased estimations, although, inconsistent (Greene, 2012; Wooldridge, 2010). In order to correct the effects of this problem, Heckman (1979; 1976) proposed a methodology in which two equations are estimated: one related to participation and the other to interest. In this case, the participation equation will be estimated by means of the probit model as follows:

$$y_j^{part} = \gamma_1 + \gamma_2 Educ_j + \gamma_3 Age_j + \gamma_4 Age_j^2 + \gamma_5 Gender_j + \gamma_6 Head_j + \gamma_7 Marital_j + \gamma_8 Household_j + \gamma_9 Stra1_j + \gamma_{10} Stra2_j + \gamma_{11} Stra3_j + \mu_j \quad (4)$$

where y_j^{part} is the dummy variable, which takes one as a value when the individual participates in the economically active population, and zero if this individual is inactive. Variable *Educ* represents years of education; which is a recoding of the variables *Elementary*, *High School*, *Technical-Technological* and *university degree*, based on UNESCO's International Standard Classification of Education (ISCED) classification, the variable *Age*, points out how old the individual *j* is; variable *Gender* is dichotomous and contains the category *man* as a reference; variable *Head* considers whether the individual is the head of the household; variable *Marital* indicates whether the individual is engaged; variable *Household* is dichotomous and indicates whether the person owns a residential property; and finally, *Est1*, *Est2* and *Est3* are categorical variables that take one as a value if the individual *j* lives in strata 1, 2 or 3; otherwise, they take zero as a value if the reference category is strata 4, 5 or 6 (The purpose of grouping strata 4, 5 and 6 together was to maintain the same analysis format of both surveys, GISH and CLS. This is also related to the limited available information in high strata).

It is worth mentioning that in econometrical terms, the methodology by Heckman can be applied in only one stage, through the optimization process of the likelihood function, which involves both the interest equation and the participation equation (Greene, 2012). Thus, equations (1) and (4) produce ϵ_j and μ_j , which are the stochastic perturbations of the sample values y_j , which are normally distributed with a mean of zero and constant variance; in addition, $\text{corr}(\mu, \epsilon) = \rho$, in which if $\rho \neq 0$, it is valid to correct for selection bias.

It is worth highlighting that, among the applications carried out for Colombia, this work stands out from the rest when correcting self-selection bias in the moment of estimating the choice equations, which represents an important contribution to empirical literature.

Finally, the matrix of variance and covariance of the estimated coefficients proposed by White (1980), was employed in all estimations, with the aim at obtaining robust estimators that would allow the statistical inference (hypothesis test) to be carried out properly. White's methodology is quite useful for cross-sectional data, such as that found in the GISH and CLS, given the presence of heteroscedasticity.

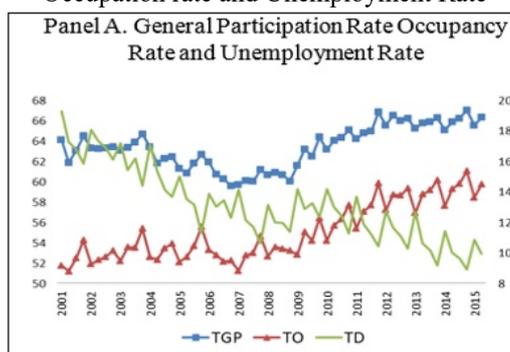
4. Results.

4.1. Descriptive analysis.

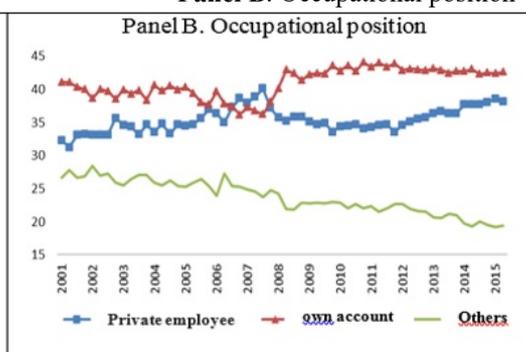
For the years 2001-2015, the average global participation rate in Colombia was 63.0%. Its behavior along this period was highly fluctuating. For this same period, the average occupation rate was 55.0%, and the unemployment rate showed a decreasing tendency along the period (see Graph 1, panel A). On the other hand, participation of own-account workers in the labor market in Colombia was greater than 35.0%, and exceeded participation of particular employee, except for 2007 (see Graph 1, panel B). According to Suárez (2020), in 2019, the proportion of own-account workers continues to be higher than that of private employees. When calculating the correlation coefficient between occupations, it was estimated that among own-account workers and particular employee, the aforementioned coefficient was 0.23, and for the other occupations, was -0.71, which indicates a counter cyclical behavior in the Colombian labor market.

Graph 1. Main indicators of the labor market in Colombia: 2001-2015.

Panel A. Overall Rate of Participation, Occupation rate and Unemployment Rate



Panel B. Occupational position



Note: Government employees, domestic workers, employers, unpaid employees and day employees are grouped together in “Others”.

Source: Authors’ elaboration based on data from the GISH, 2001-2015.

An analysis of transitions between stages of the labor market for the same individuals in two periods, 2010 and 2013, allows visualizing the previous statement. Of own-account workers in 2010, 61.0% continued being in that position in 2013; 13% changed their status to self-employed workers and 13.0% changed theirs to inactivity. Nevertheless, from the employers in 2010, 52.0% changed their status to own-account workers in 2013. In the same way, 43.0% of unpaid workers and 28.0% of unemployed workers in 2013 became self-employed workers (Table 2). This indicates that self-employment represents an important alternative to generate income in Colombia. This first result agrees with findings by Santa María et al. (2009). These authors used the Household Survey for the periods 1996, 2000 and 2006, and concluded that the greatest transition was found in own-account workers and employers.

Table 2. Transitions between occupations in the Colombian labor market, 2010 and 2013.

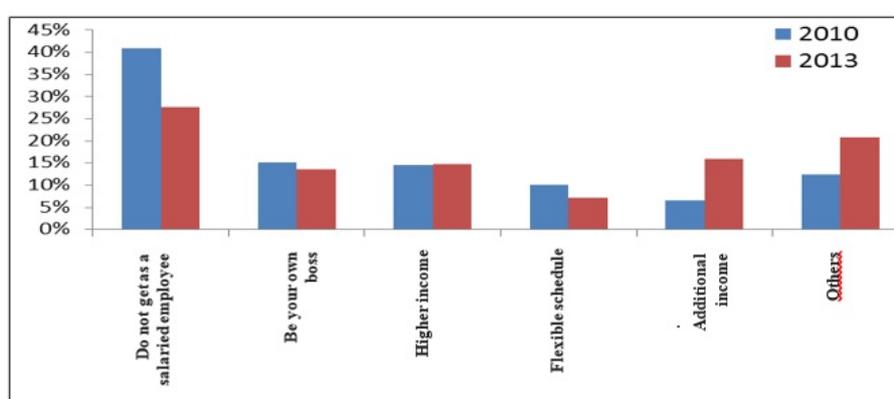
Work in 2010	Work in 2013								
	Own-account	Private employee	Government	Day employee	Domestic	Employer	Unpaid work	Unemployed	Inactive
<i>Own-account</i>	61.0%	13.0%	2.0%	2.0%	2.0%	3.0%	1.0%	4.0%	13.0%
<i>Private employee</i>	16.0%	64.0%	5.0%	1.0%	2.0%	1.0%	1.0%	4.0%	6.0%
<i>Government</i>	7.0%	12.0%	72.0%	0.4%		0.4%	1.0%	2.0%	5.0%
<i>Day employee</i>	27.0%	16.0%	2.0%	38.0%	2.0%	2.0%		5.0%	8.0%
<i>Domestic</i>	27.0%	13.0%	1.0%		32.0%		1.0%	6.0%	19.0%
<i>Employer</i>	52.0%	15.0%	3.0%	2.0%	1.0%	18.0%	1.0%	4.0%	6.0%
<i>Unpaid work</i>	43.0%	11.0%	1.0%	1.0%	1.0%	2.0%	9.0%	4.0%	29.0%
<i>Unemployed</i>	28.0%	24.0%	2.0%	2.0%	5.0%		1.0%	14.0%	25.0%
<i>Inactive</i>	19.0%	25.0%	3.0%	1.0%	2.0%	0.3%	1.0%	9.0%	38.0%

Source: Authors' calculations based on data from CLS.

Now, considering that the occupation rate was relatively stable from 2010 to 2015 (see Graph 1, panel B), it can be inferred that the reduction of the number of own-account workers was compensated by the number of people who changed their status from employers, unpaid workers and unemployed people to formal and informal own-account workers.

In relation to the motivations why individuals opted for own-account work in 2010, the main reason was not finding a job as a wage-earner. This is an unusual finding, inasmuch as the Colombian economy had been in a recovery period, with an average growth of 4.0% since 2008. By 2013, while this reason is less significant in relation to the rest of them, it continued to be the most important cause of own-account work in Colombia. Being their own boss and earning a higher income represented the second and third causes, respectively (Graph 2).

Graph 2. Reasons that people are own-account workers in Colombia, 2010 and 2013.



Source: Authors' calculations based on data from CLS.

Some of the characteristics of the employed population in Colombia for 2010 and 2013 are presented in Table 3. As can be seen, own-account workers had in average, less years of education, compared to private employee and other occupations. Additionally, they were the oldest, most of them were the head of the household, and were engaged and belonged to low-medium socio-economic strata.

Table 3. Characteristics of employed people in Colombia, 2010 and 2013.

	2010			2013			
	Own-account	Private employee	Other jobs	Own-account	Private employee	Other jobs	
<i>Average years of education</i>	9.0	11.2	10.7	9.3	11.4	10.9	
<i>Average age</i>	41.6	34.3	41	42.2	34.4	41.7	
<i>Head of household</i>	<i>No</i>	49.1%	56.7%	54.2%	50.2%	57.6%	52.9%
	<i>Yes</i>	50.9%	43.3%	45.8%	49.8%	42.4%	47.1%
<i>Marital status</i>	<i>Not engaged</i>	41.0%	46.9%	39.4%	41.2%	47.4%	38.7%
	<i>Engaged</i>	59.0%	53.10%	60.6%	58.8%	52.6%	61.3%
<i>Socio stratum</i>	<i>1</i>	25.0%	15.8%	14.7%	26.2%	17.4%	15.1%
	<i>2</i>	38.3%	40.8%	29.9%	38.0%	41.1%	32.2%
	<i>3</i>	27.5%	32.4%	32.0%	26.9%	31.2%	32.1%
	<i>4,5, and 6</i>	9.3%	10.9%	23.3%	8.8%	10.2%	20.6%
<i>Access to ICTs</i>	<i>No</i>	63.1%	52.2%	43.1%	47.4%	35.8%	30.0%
	<i>Yes</i>	36.9%	47.8%	56.9%	52.6%	64.2%	70.0%

Source: Authors' calculations based on data from GISH, 2010 and 2013.

It is important to highlight the significant increase of the access to ICT's by employed people in Colombia, due to penetration policies that the national government had been applying, through the Minister of Communications. From the perspective of physical and financial assets, in Colombia, most employed people did not own a house, much less, other type of buildings. Likewise, they did not own an automobile, or any transportation equipment, and most of the workers did not have access to credit. Among those who did, they used this credit to acquire goods or services for consumption. It is worth mentioning that the proportion of workers that allocated credit for business assets was higher in the case of own-account workers (Table 4).

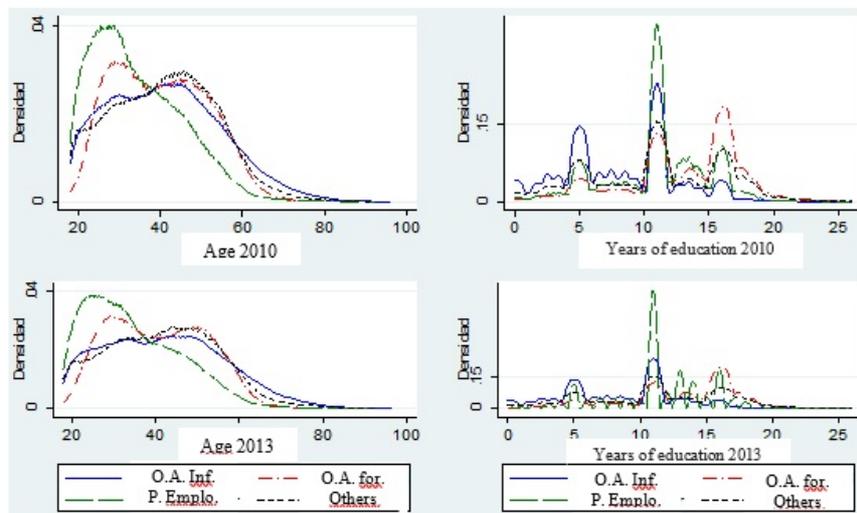
Table 4. Characterization of physical and financial assets for employed people in Colombia, 2010 and 2013.

	2010			2013			
	Own-account	Private employee	Other jobs	Own-account	Private employee	Other jobs	
Own residential property	<i>No</i>	61.40%	62.10%	67.40%	52.20%	59.70%	50.20%
	<i>Yes</i>	38.60%	37.90%	32.60%	47.80%	40.30%	49.80%
Other buildings	<i>No</i>	95.60%	94.50%	90.00%	91.00%	92.50%	88.30%
	<i>Yes</i>	4.40%	5.50%	10.00%	9.00%	7.50%	11.70%
Own vehicle	<i>No</i>	84.30%	82.40%	81.30%	83.80%	81.20%	70.60%
	<i>Yes</i>	15.70%	17.60%	18.70%	16.20%	18.80%	29.40%
Transportation equipment	<i>No</i>	98.80%	99.70%	99.40%	96.00%	98.00%	99.40%
	<i>Yes</i>	1.20%	0.30%	0.60%	4.00%	2.00%	0.60%
Access to credit	<i>No</i>	55.30%	45.40%	52.70%	48.30%	39.20%	37.50%
	<i>Yes</i>	44.70%	54.60%	47.30%	51.70%	60.80%	62.50%
Purpose of credit	<i>Assets for the business</i>	18.80%	6.30%	11.70%	19.30%	14.40%	19.90%
	<i>Residential property</i>	18.10%	30.10%	15.90%	15.70%	14.50%	10.70%
	<i>Health, education and recreation</i>	5.30%	6.50%	7.70%	14.00%	8.90%	10.00%
	<i>Consumer goods</i>	22.40%	22.20%	17.70%	23.60%	32.20%	22.50%
	<i>Vehicle</i>	5.50%	6.90%	7.60%	5.80%	6.30%	6.60%
	<i>Payment other debts</i>	8.70%	8.10%	6.30%	18.50%	19.00%	26.50%
	<i>Other</i>	21.10%	19.90%	33.20%	3.00%	4.70%	3.70%

Source: Authors' calculations based on data from GISH, 2010 and 2013.

When characterizing own-account workers, considering whether they were formal or informal, results show that among employed people over sixty years old on average, these were mostly informal. For people between eighteen and forty years old, most of them were formal workers and secondly, self-employed workers. From the point of view of education, the camel's hump phenomenon took place; approximately in the fifth, eleventh and sixteenth years of education, given the completion of levels of studies and having obtained a degree or diploma. However, a proportion of the individuals did not continue their studies towards superior levels. Graph 3 shows that for 2010 and 2013, the majority of informal own-account workers were informal; around five years of education or elementary were accumulated. Meanwhile, accumulation of years of education for particular employee was approximately eleven years (high school), and most of formal own-account workers, had studied at the university level (see Annex 1).

Graph 3. Age and education distribution for employed people in Colombia, 2010 and 2013.

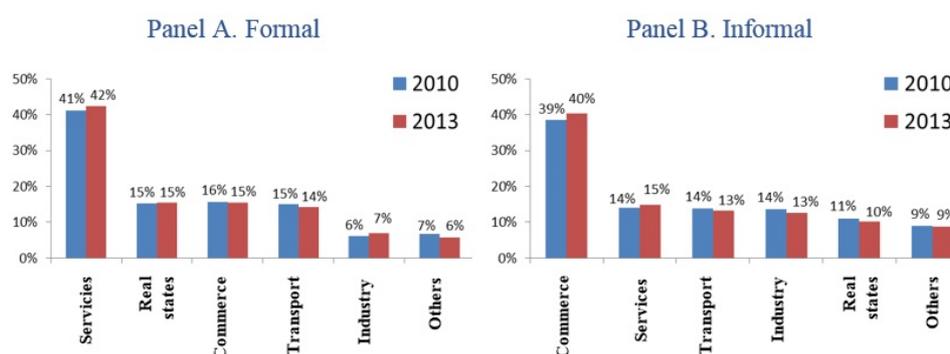


Source: Authors' calculations and elaboration based on data from GISH, 2010 and 2013.

Regarding to the participation of own-account workers by branch of economic activity, Graph 4 shows that for the years of study, a high proportion of formal workers belonged to the service sector; followed by real estate-related activities and trade. Meanwhile, informal workers were concentrated in the trade sector, followed by the sectors of services and transportation. These sectors generated, on average, 68.0% of informal employment. Mondragón and Peña (2010) revealed similar results by studying the period 1984-2006. This suggests that the informal own-account worker was located in sectors of easy access in order to generate income, and required low human and physical capital, such as those that consist of neighborhood stores, street kiosks, driving vehicles and other activities which represent a null value generation. This is based in the argument by Blanchflower and Shadforth (2007). The authors mention that there is a higher probability of being an own-account worker in the sectors in which less education is required.

Our results provide evidence of the above. For formal own-account workers, the proportion of formal workers in the service sector is 2.68 times greater than the proportion of workers in the commerce sector (41.5% and 15.5%, respectively). For informal own-account workers, the proportion of informal workers who are located in the commerce sector is 2.72 times higher than the informal workers who are only employed in the service sector (39.5% and 14.5% respectively). Therefore, the service sector has a greater barrier to access: educational level, since the educational level of formal own-account workers is, on average, university level (Graph 4).

Graph 4. Participation of own-account workers by economic sector in Colombia, 2010 and 2013.



Source: Authors' calculations and elaboration based on data from GISH, 2010 and 2013.

Lastly, and considering a highly relevant factor, Table 5 shows the duration of unemployment of workers before they became own-account workers. As can be seen, the duration of unemployment, for both 2010 and 2013, was greater for those informal workers. This suggests that there was a “resistance” to informal own-account work within the individual, therefore, the individual prefers unemployment to informal own-account work.

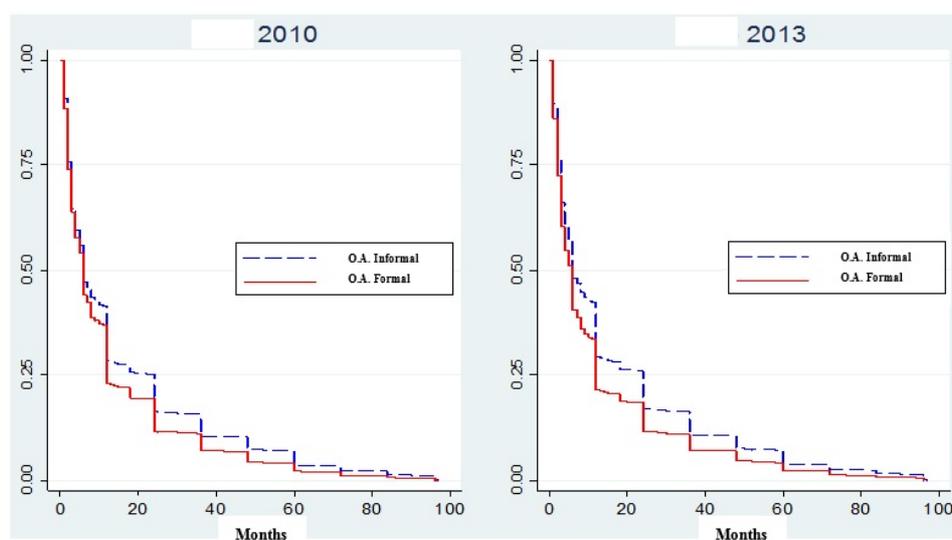
Table 5. Duration of unemployment, before being an own-account worker in Colombia, 2010 and 2013 (months).

	Formal		Informal	
	2010	2013	2010	2013
Private company employee	6	5	8	7
Government employee	8	5	9	7
Domestic employee	7	6	11	10
Employer	4	4	7	5
Day employee	3	5	5	4
Average	7	5	8	7

Source: authors' calculations and elaboration based on data from GISH, 2010 and 2013.

On the other hand, when employing the Kaplan-Meier survival function (1958) to the duration of unemployment of own-account workers, it became evident that people who finally decided to find a job as self-employed workers, were more rapidly employed in formal self-employment. This is probably due to the fact that most of these people were professionals, and the market values more independent work of qualified people than from those who are not (Graph 5).

Graph 5. Kaplan-Meier survival function of being an own-account worker in Colombia, 2010 and 2013.



Source: Authors' calculations and elaboration based on data from GISH, 2010 and 2013.

4.2. Empirical results.

Evidence of the empirical contrast carried out in this work is presented as follows. The estimations of the models are corrected for selection bias (see Annex 2). The interpretation of the results of the estimations of the binomial (marginal effects) (Table 6) and multinomial (Tables 7 and 8) models are presented as well. These models allow to empirically validate which were the main aspects that affected the possibility of being an own-account worker in Colombia, for 2010 and 2013.

4.2.1. Estimation of the binomial model

Results obtained from data from GISH and CLS were similar. Among the variables that significantly affected human capital, age and educational level, were factors that directly and significantly affected the probability of being an own-account worker. Specifically, the impact of a higher educational level on this probability was increasingly lower: an individual with elementary studies had a probability being in own-account worker; which was 35.7% higher in relation to an individual with a university degree. Meanwhile, in the case of an individual with technological studies, this probability was 20.0% higher, which represents a coherent result to that found by Destré and Henrard (2004) and Evans and Jovanovic (1989) for Colombia, when considering the level of studies by years of education (Table 6)

Among socio-economic characteristics, a positive effect related to gender and unemployment duration was calculated. This is: a) men had a greater possibility of being own-account workers, in relation to women, which leads to inferring that the reserved salary of women might have been higher than that of men; this resulted in a greater resistance by women to become own-account workers, with the intention of finding a better job; b) an additional month in unemployment increased the probability of undertaking his own business venture, which corresponds to the estimations by Meager (1992) and Bogenhold and Staber (1991). The coefficients associated to unemployment duration with data from CLS were not estimated, given that according to the survey, by 2013, the variable did not gather enough information as to analyze informality and the labor situation of the employee; and, no additional relevant data were given to 2010 (see the document *Cambios en cuestionarios*, 2013, p. 61, CLS).

Table 6. Marginal effects on the probability of being an own-account worker in Colombia, 2010 and 2013.

Variable		GISH		CLS	
		2010	2013	2010	2013
Human Capital	<i>Age</i>	0,633*** (0,002)	0,648*** (0,002)	0,604*** (0,002)	0,555*** (0,002)
	<i>Elementary</i>	35,785*** (0,001)	32,88*** (0,001)	31,863*** (0,098)	41,153*** (0,084)
	<i>High school</i>	23,38*** (0,008)	21,822*** (0,009)	25,425*** (0,094)	28,667*** (0,079)
	<i>Technical-technological</i>	11,672*** (0,011)	12,108*** (0,011)	20,001*** (0,107)	17,501*** (0,087)
Socio-economic Characteristics	<i>Gender</i>	2,223*** (0,006)	4,298*** (0,007)	5,728* (0,088)	-3,156 (0,068)
	<i>Head of household</i>	-1,548*** (0,006)	-0,881** (0,007)	-1,379 (0,075)	-6,069*** (0,056)
	<i>Marital status</i>	1,190*** (0,005)	0,556 (0,007)	9,933** (0,079)	1,068 (0,049)
	<i>ICTs</i>	-12,058*** (0,006)	-11,401*** (0,006)	-5,041* (0,051)	-7,532*** (0,045)
	<i>Performance length</i>	0,311*** (0,000)	0,263*** (0,000)		
Physical and financial assets	<i>Own residential property</i>			-2,014 (0,049)	5,257** (0,044)
	<i>Buildings</i>			2,508 (0,098)	2792 (0,077)
	<i>Vehicle</i>			6,279** (0,069)	6,201*** (0,061)
	<i>Means of transportation</i>			22,028** (0,249)	14,245*** (0,124)
	<i>Access to credit</i>			3,001* (0,047)	1270 (0,043)
	<i>Number of observations</i>	361,528	313,372	4,557	5,572
	<i>Wald test</i>	27.011***	21.020***	203***	299***
	<i>χ^2 ($\rho=0$)</i>	3,16*	13,02***	8,05**	5,24**

*** Significant at 1%; ** 5%; * 10%.

Note: Marginal effects in percentages. Robust standard errors in parenthesis. χ^2 for $\rho=0$, indicates that correcting for selection bias, was in fact, correct.

Source: Authors' calculations based on data from GISH, 2010 and 2013.

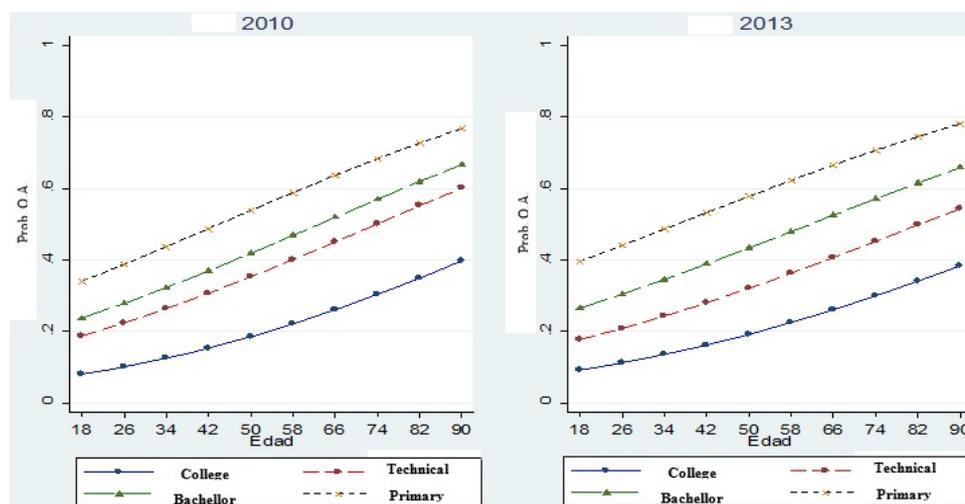
Estimations of head of the household and the effect of the ICT's were negative. According to data from the GISH, if the individual was the head of the household, the probability of being an own-account worker decreased in 1.54% for 2010, and in 0.88% for 2013. Regarding ICT's, the estimated relation was exactly the expected, and it was coherent with findings by Aparicio et al. (2013) for Medellín in 2009. Having access to internet or a computer decreased the probability of being own-account worker. As a result, having access to information decreased the possibilities of employment and/or reduced the time of searching for employment (Quiñones, 2010; Viáfara & Uribe, 2009; Uribe & Gómez, 2004). The effect of marital status was ambiguous; therefore, a general interpretation was not carried out (Table 6).

Results for physical and financial assets were the expected, except for owning a residential property, which for 2010, was negative and non-significant, and for 2013, it was positive. In general,

having a vehicle, means of transportation (taxi, bus or trucks) and access to credit, increased the probability of being an own-account worker. The greatest impact was presented by means of transportation (increased the probability in 22.0% in 2010 and 14.2% in 2013), followed by having a vehicle (grew 6.2% in 2010 and 2013). Additionally, access to credit with banks and financial institutions increased the probability of self-employment in 3.0% in 2010. This guarantees a certain liquidity to undertaking sole proprietorship businesses; however, these type of businesses in Colombia do not usually accomplish generating more jobs.

Nevertheless, when analyzing the behavior probability paths of being an own-account worker, controlling for age and educational level, it can be inferred that the probability of being an own-account worker, increased in relation to age augmentation, and it was greater in individuals with an elementary degree, and lower for those with a university degree. Likewise, the difference in terms of probability between these individuals increased in the age range that went from 34 to 66 years old approximately (Graph 6).

Graph 6. Probability paths of self-employment, by educational degree and age, Colombia, 2010 and 2013.

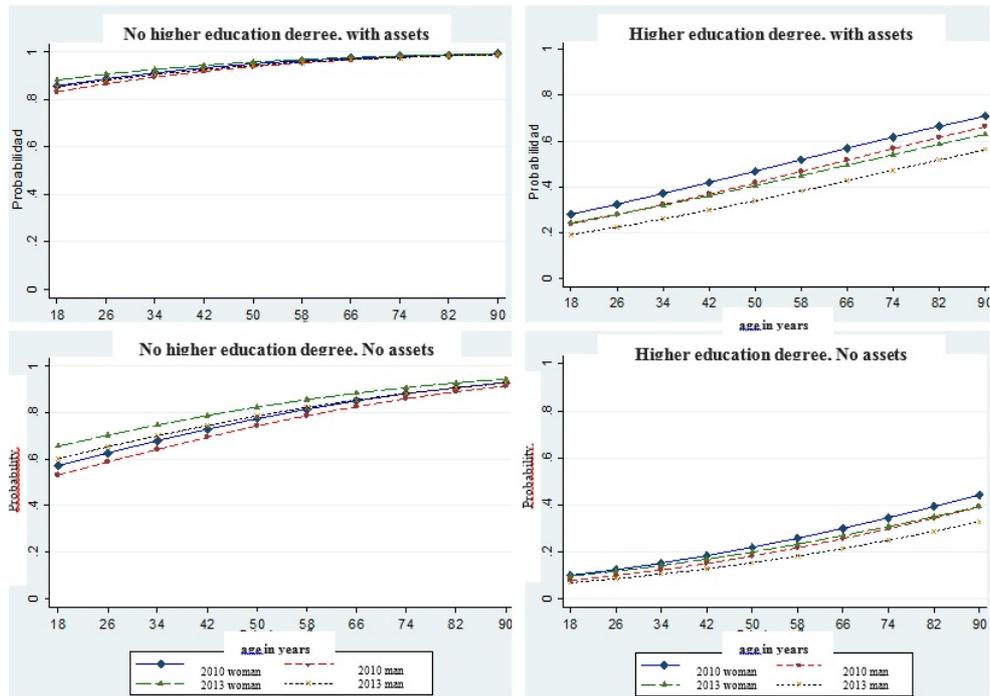


Source: Authors' calculations and elaboration based on data from CLS, 2010 and 2013.

When carrying out the previous exercise, instead controlling by means of the possession of assets, the probability paths indicated that, if an individual with no university degree, but with access to assets, had a greater probability of being an own-account worker, than that who did not. Likewise, this probability increased in relation to age augmentation. This result is indeed logical if taking into account that the Colombian labor market increasingly demands professional and highly qualified professionals (Posso, 2010; Arango et al., 2004). Therefore, a non-professional individual, who possesses physical or financial assets will be highly prone to work on his own. Now, if this individual does not possess any physical or financial assets, while his probability of being in self-employment increases according to age, it is lower in relation to that of the individuals who do possess some sort of assets (Graph 7).

When carrying out the same analysis and comparisons among professional and non-professional workers, with physical and financial assets, conclusions were similar: the probability of a being an own-account worker increased with age for graduate people, with or without assets; but the probability was higher for graduate people who possessed both physical and financial assets (Graph 7).

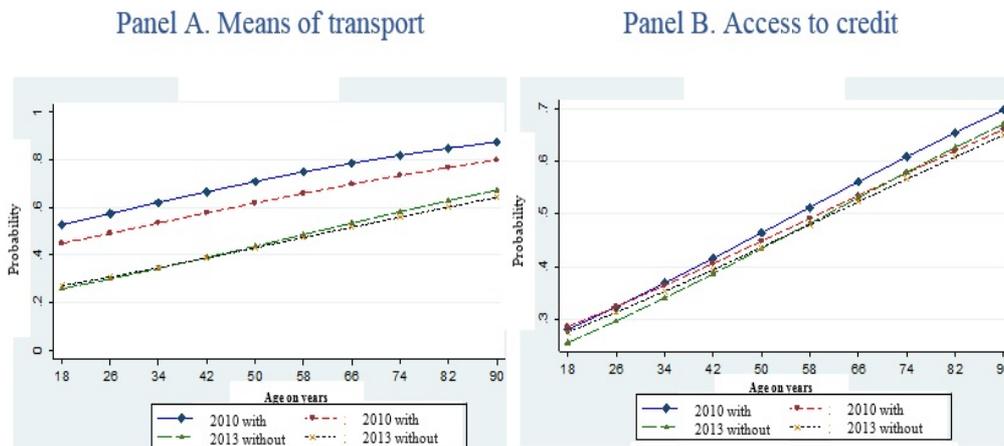
Graph 7. Probability paths of being an own-account worker according to level of studies reached, access to assets, and age, Colombia, 2010 and 2013.



Source: Authors' calculations and elaboration based on data from CLS, 2010 and 2013.

Lastly, when controlling for the probability paths according to the type of asset (means of transportation and access to credit) it becomes evident that as well as in the previous cases, probabilities increased with age. Likewise, the gaps between own-account workers who possessed means of transportation and those who did not, were greater than that gaps or differences between self-employed workers with access to credit and those who did not have access to credit (Graph 8).

Graph 8. Probability paths of being an own-account worker according to assets and age, Colombia, 2010 and 2013.



Source: Authors' calculations and elaboration based on data from CLS, 2010 and 2013.

4.2.2. Estimation of the multinomial model

Based on data from the GISH for 2010 and 2013, Table 7 shows the marginal effects (measured in percentages of the variables included in the model) on the probability of being a formal own-account worker, an informal own-account worker, self-employed worker, a government employee and other occupations, Table 8 shows results based on the CLS. In general, findings suggest that both human capital variables and socio-economic characteristics, were factors that determined the probability of all the occupations. However, the effect on it did not only vary with each of the variables, but with the type of occupation:

- a) Age decreased the probability of being a particular employee, which indicates that in the Colombian labor market it is harder to find a vacancy as a wage earner to the extent that the individual becomes older. As a consequence, possibilities of becoming an own-account worker increased, especially in informal own-account worker, in which the marginal effect was greater, among the other occupations (0.61% and 0.62%, for 2010 and 2013, respectively - GEIH; 0.50% and 0.77%, for 2010 and 2013, respectively, CLS).
- b) The probability of being an informal own-account worker increased when the individual did not have a university degree, and the impact was greater with only basic studies (elementary, 26.2% and 29.3% for 2010 and 2013, respectively, GISH; 28.2% and 34.7% for 2010 and 2013, respectively, CLS), compared to those with a university degree. Nevertheless, the alternatives of being formal own-account worker, of being a particular employee or a government employee decreased if the individual did not possess university studies (Table 7 and Table 8).
- c) According to data from the GISH, the effect of gender was significant for all occupations; however, it was not significant for the CLS. Men had a greater possibility of being informal and formal own-account workers in relation to women (positive marginal effect) while the former had greater alternatives of being employed by the government (Table 7). This result suggests that men were more prone to carry out independent work than women; above all, when they are informal own-account worker. Additionally, the proposal on the greater reserve salary for women when it came to decide whether they selected entering into own-account work in relation to men was confirmed.
- d) Results for head of household were heterogeneous. On the one hand, according to data from the GISH, its marginal effect (positive), was significant in 2010 but not in 2013. On the other hand, based on data from the CLS, this effect was only significant for informal occupation and particular employee in 2013. Results for marital status were similar. When comparing results from the GISH for 2010 and 2013, there were changes in the parameter's significance, and when comparing the marginal effects between the GISH and the CLS, there was a change in the sign. Taking into account the aforementioned, an interpretation that allows obtaining a general conclusion of these variables on the occupation probability was not carried out. Estimations for the ICT's are coherent with the proposals in this work: they decreased the probability of informal own-account worker, although, it increased formal own-account worker and the possibility of being a particular employee (Table 7 and Table 8).
- e) Estimations for unemployment duration and age suggest that when the individual spent more time in unemployment, his possibilities of being a self-employed worker or a government employee decreased. Meanwhile, the probability of being an informal own-account worker increased, in relation to being a formal own-account worker (Table 7).

Table 7. Marginal effects on main occupations, Colombia, GISH 2010 and 2013.

Variable	2010					2013				
	Informal	Formal	Self-employed	Government	Others	Informal	Formal	Self-employed	Government	Others
Age	0,613*** (0,00012)	0,098*** (0,00005)	-0,919*** (0,00013)	0,101*** (0,00003)	0,106*** (0,00008)	0,626*** (0,00011)	0,120*** (0,00005)	-0,940*** (0,00012)	0,083*** (0,00003)	0,111*** (0,00006)
Elementary	26,200*** (0,00471)	-6,362*** (0,00132)	-17,906*** (0,00431)	-8,728*** (0,00149)	6,796*** (0,00304)	29,360*** (0,00452)	-7,420*** (0,00125)	-19,856*** (0,00411)	-7,487*** (0,00125)	5,403*** (0,00275)
High school	14,809*** (0,00490)	-844*** (0,00104)	-7,324*** (0,00436)	-3,645*** (0,00086)	1,004*** (0,00290)	18,015*** (0,00463)	-6,385*** (0,00108)	-9,099*** (0,00417)	-3,483*** (0,00083)	0,952*** (0,00254)
Tec. Technological	5,813*** (0,00625)	-2,522*** (0,00082)	1,908*** (0,00570)	-1,808*** (0,00050)	-3,391*** (0,00310)	8,195*** (0,00557)	-3,505*** (0,00079)	-0,109 (0,00509)	-1,822*** (0,00048)	-2,758*** (0,00259)
Gender	5,774*** (0,00330)	0,336*** (0,00109)	2,873*** (0,00360)	-1,078*** (0,00078)	-7,904*** (0,00193)	5,429*** (0,00300)	0,347*** (0,00110)	2,505*** (0,00324)	-0,742*** (0,00062)	-7,539*** (0,00170)
Head of household	1,626*** (0,00314)	-0,185* (0,00112)	-1,906*** (0,00326)	0,235*** (0,00070)	0,229 (0,00181)	0,389 (0,00285)	-0,085 (0,00109)	-0,711** (0,00297)	0,355*** (0,00058)	0,053 (0,00155)
Marital status	0,874*** (0,00263)	-0,479*** (0,00095)	-1,898*** (0,00264)	0,285* * (0,00055)	1,218*** (0,00155)	0,590** (0,00247)	-0,695*** (0,00097)	-1,555*** (0,00250)	0,302* * (0,00047)	1,357*** (0,00137)
ICTs	-11,985*** (0,00273)	2,394*** (0,00119)	4,228*** (0,00283)	0,966*** (0,00070)	4,397*** (0,00184)	-12,109*** (0,00248)	2,572*** (0,00111)	6,205*** (0,00257)	1,201*** (0,00064)	2,131*** (0,00143)
Unemployment d.	0,317*** (0,00011)	0,008*** (0,00004)	-0,262*** (0,00012)	-0,013*** (0,00002)	-0,050*** (0,00007)	0,273*** (0,00010)	0,001 (0,00004)	-0,253*** (0,00012)	-0,008*** (0,00002)	-0,012** (0,00006)

*** Significant at 1%; ** 5%; * 10%.

Note: Marginal effects in percentages. Robust standard errors in parenthesis.

Source: Authors' calculations based on data from the GISH, 2010 and 2013.

Table 8. Marginal effects on main occupations, Colombia, CLS 2010 and 2013.

Variable	2010					2013				
	Informal	Formal	self-employed	Government	Other	Informal	Formal	Self-employed	Government	Other
Age	0,508*** (0,0011)	0,179*** (0,0004)	-0,674*** (0,00115)	0,051 (0,0004)	-0,065 (0,0006)	0,776*** (0,0012)	0,191*** (0,0004)	-1,114*** (0,0012)	0,128*** (0,0004)	0,018 (0,0006)
Elementary	28,265*** (0,0419)	-0,309 (0,0087)	-21,713*** (0,03838)	-15,757*** (0,0191)	9,514*** (0,0273)	34,714*** (0,0375)	-0,16 (0,0091)	-24,492*** (0,03424)	-16,151*** (0,0132)	6,089*** (0,0223)
High school	18,403*** (0,0462)	-0,826 (0,0083)	-16,288*** (0,0391)	-5,920*** (0,0081)	4,631 (0,0325)	21,815*** (0,0394)	-0,206 (0,0086)	-15,181*** (0,0354)	-8,824*** (0,00913)	2,396 (0,0221)
Tec. Technological	14,997*** (0,0526)	-0,786 (0,00936)	-7,83-1* (0,0463)	-3,313*** (0,0045)	-3,063 (0,0283)	12,068*** (0,0454)	0,473 (0,0107)	-4,384 (0,0414)	-4,221 *** (0,00553)	-3,936** (0,02003)
Gender	9,006** (0,0142)	0,099 (0,0110)	-7,041 (0,04875)	-0,173 (0,0146)	-1,891 (0,0205)	-16,160*** (0,02749)	-1,493 (0,0098)	19,648*** (0,0304)	1,799* (0,01030)	-3,794*** (0,0144)
Head of household	-0,806 (0,0312)	-0,057 (0,01035)	2,353 (0,0319)	-0,189 (0,0092)	-1,301 (0,0168)	11,977*** (0,0245)	0,639 (0,0096)	-11,907*** (0,0269)	-0,685 (0,0098)	-0,024 (0,0139)
Marital status	-12,415*** (0,0349)	0,134 (0,0094)	12,580*** (0,0327)	0,1 (0,0100)	-0,399 (0,0196)	15,515*** (0,0190)	2,254*** (0,0061)	-14,984*** (0,0217)	-1,457* (0,0087)	-1,327 (0,0123)
ICTs	-7,335*** (0,0209)	2,957*** (0,0083)	8,107*** (0,0215)	-0,804 (0,0061)	-2,926*** (0,0109)	-8,497*** (0,0183)	1,228* (0,0064)	12,558*** (0,0197)	-0,872 (0,00652)	-4,417*** (0,0101)
Own residential property	-2,708 (0,0205)	0,512 (0,0062)	2,239 (0,02133)	0,606 (0,0059)	-0,648 (0,0111)	2,037 (0,0183)	0,615 (0,0058)	-5,563*** (0,0193)	0,966 (0,0067)	1,945* (0,0102)
Buildings	-1,587 (0,0411)	-0,131 (0,00968)	-5,709 (0,04063)	0,491 (0,0096)	6,936** (0,0314)	-4,063 (0,0306)	1,144 (0,0097)	-1,082 (0,0342)	-0,09 (0,00951)	4,089* (0,0237)
Vehicle	5,100* (0,0298)	1,43 (0,0094)	-10,153*** (0,0280)	-0,954* (0,0056)	4,577** (0,0199)	6,225** (0,0267)	2,628*** (0,02678)	-9,167*** (0,0269)	-1,004 (0,00696)	1,318 (0,01688)
M. transportation	13,984 (0,1018)	11,471 (0,0728)	-23,295*** (0,07842)	-1,588 (0,0161)	-0,572 (0,0593)	7,802 (0,05551)	5,816** (0,0250)	-6,714 (0,0570)	-3,151** (0,0113)	-3,754 (0,02544)
Access to credit	2,973 (0,0191)	0,247 (0,0059)	-1,397 (0,01930)	1,386** (0,00571)	-3 710*** (0,0100)	1,82 (0,0177)	0,151 (0,00572)	-2,504 (0,0190)	2,423*** (0,00704)	-1,890* (0,0098)

*** Significant at 1%; ** 5%; * 10%.

Note: Marginal effects in percentages. Robust standard errors in parenthesis.

Source: Authors' calculations based on data from the CLS, 2010 and 2013.

As mentioned in the beginning of this study, one of its main contributions is including physical and financial assets as a determining factor in the choice of being an own-account worker. The first results that were analyzed with the estimation of the binomial model allowed identifying means of transportation and owning a car, as well as access to credit (2010) as main determining factors of self-

employment. Now, estimations of the multinomial model specifically allow observing the effect of these assets on the occupations considered in this work. Results confirm that having a car has a more positive and significant effect on informal own-account workers than in formal own-account workers.

5. Conclusions.

When carrying out the literature review regarding self-employment, and specifically, when comparing between developed and developing countries, it became evident that own-account work was more vulnerable to creating value. This takes place in developed countries by means of small business units as employers, while in developing countries, including Colombia, the aforementioned workers made up sole proprietorship units, in which income generation depends largely on their individual abilities (see Destré & Henrard, 2004).

However, results on international studies demonstrate that in general terms, the setting-up of small business units depends to a great extent, to the access to assets and to their liquidity (Blanchflower & Oswald, 1998; Evans & Jovanovic, 1989; Lucas, 1978). For the Colombian case, the present work obtains empirical evidence, which is on the same line as the investigations carried out in the international context, based on the information from the ELCA, 2010 and 2013. In particular, it was determined that home ownership, means of transportation and access to credit, are factors that positively and significantly influence the possibility of being an own-account worker. However, when decomposing own-account work into informal and formal, these same factors do not have a significant marginal effect, except for having an automobile, but it is worth mentioning that the expected relationship is equal to that estimated with the model.

On the other hand, when carrying out the characterization of employed people, given an own-account context, it was found that they had an educational level of 9.2 years on average, for 2010 and 2013, respectively; the lowest among the other occupations, and presented an average age of 41.9%: the highest among the rest of them. Among informal workers, 55.5% of them did not have any educational degree, belonged to economic sectors of easy access and had little capital requirements (businesses and restaurants). While among formal workers, 40.0% of them had a university degree and were concentrated in the real estate and service sectors as consultants and contractors; which are jobs of higher quality.

Finally, in regards to education as part of human capital, results suggest that the higher the educational level, the lower the probability of being an own-account worker in the Colombian informal sector. Guataquí et al. (2011) who show evidence about the inverse relationship between education and own-account work: the probability of being own-account worker is higher, when the individual has a low educational level. In addition, the authors find that, when the individual remains in own-account work, their income increases when their educational level is higher. These results are similar to those found in the studies that relate self-employment with entrepreneurship (Idrovo et al., 2020; Martínez, Saavedra & Morones, 2020).

That said, it is important that the government encourages own-account work, trying to "convert" this type of economic activity into an entrepreneurship as such. For this, it must be proposed as state policy support through the training for own-account workers in the management of financial resources and training in business management, in order to achieve the sustainability of these activities in the long term. In addition, it should allow greater access to credit to finance new business ideas, reduce administrative procedures to create new business units and /or allow the transition of existing ones to formal companies, create tax incentives for those that generate employment, improve the availability of technologies, such as accounting platforms, and the formation of human capital, for example, in the management of these platforms. Thus, own-account work will generate a better work environment, and may have a greater impact on the growth and development of the Colombian economy.

References

- Aparicio, S., Ramírez, H.A., & Gómez, D.F. (2013). Análisis sobre elección de ocupaciones que generen empleo usando modelos de elección discreta: Medellín Área Metropolitana 2009. *Estudios Gerenciales*, 29, 476-484. <https://doi.org/10.1016/j.estger.2013.11.013>.
- Arango, L.E., Posada, C.E., & D.U.J. (2004). *Cambios en la Estructura de los Salarios Urbanos en Colombia (1984-2000)*. Bogotá, Colombia: Borradores de Economía No. 297, Banco de la República.
- Bernhardt, I. (1994). Comparative Advantage in Self-employment and Paid work. *Canadian Journal of Economics*, 27(2), 273-289. <https://doi.org/10.2307/135747>.
- Blanchflower, D.G. (2004). *Self-Employment: More May Not Be Better*. París: NBER Working Paper Series No. 10286, OCDE. <https://doi.org/10.3386/w10286>.
- Blanchflower, D.G., & Oswald, A. J. (1998). *Entrepreneurship and the Youth Labour Market Problem: a report for the OECD*. París: OECD.
- Blanchflower, D.G., & Shadforth, C. (2007). *Entrepreneurship in the UK*. Alemania: Discussion Paper No. 2818 IZA, Institute for the Study of Labor. <https://doi.org/10.1561/03000000017>.
- Bogenhold, D., & Staber, U. (1991). The decline and rise of self-employment. *Work Employment and Society* 5(2), 223-239. <https://doi.org/10.1177/0950017091005002005>.
- Bozzoli, C., Brück, T., & Wald, N. (2011). Self-employment and Conflict in Colombia. *Journal of Conflict Resolution*, 57(1), 117-142. <https://doi.org/10.1177/0022002712464849>.
- Bradley, J. (2014). *Entrepreneurship in an Equilibrium Model of the Labor Market*. Scotland: Scottish Institute for Research in Economics, SIRE.
- Cain, G.G. (1976). The Challenge of Segmented Labor Market Theories to Orthodox Theory: A Survey. *Journal of Economic Literature*, 14(4), 1215-1257.
- Calvo, G.A., & Wellisz, S. (1980). Technology, entrepreneurs and firm size. *The Quarterly Journal of Economics*, 95(4), 663-677. <https://doi.org/10.2307/1885486>.
- Cambios en Cuestionarios (2013). Encuesta Longitudinal Colombiana –ELCA–. Recuperado el 6 de 2018, de <https://encuestalongitudinal.uniandes.edu.co/es/datos-elca/2013-ronda-2>
- Caro, B.L. (1995). *Evolución del Sector Informal en Colombia. Plan Nacional para la Microempresa. Corporación para el Desarrollo de la Microempresa*. Bogotá: Ministerio de Desarrollo, Departamento Nacional de Planeación.
- Destré, G., & Henrard, V. (2004). *The determinants of occupational choice in Colombia: an empirical analysis*. París: Series Cahiers de la Maison des Sciences Economiques, Université Panthéon-Sorbonne.
- Dickens, W.T., & Lang, K. (1988). The Reemergence of Segmented Labor Market Theory. *The American Economic Review*, 78(2), 129-134.
- Evans, D.S., & Jovanovic, B. (1989). An Estimated Model of Entrepreneurial Choice Under Liquidity Constraints. *The Journal of Political Economy*, 97(4), 808-827. <https://doi.org/10.1086/261629>

- Evans, D.S., & Leighton, L.S. (1989). Some Empirical Aspects of Entrepreneurship. *The American Economic Review*, 79(3), 519-535.
- Flórez, C. (2002). *The function of the urban informal sector in employment. Evidence from Colombia 1984-2000*. Bogotá, Colombia: Documentos CEDE, No. 2002-04, Universidad de los Andes.
- García, G. (2005). El componente local de la informalidad laboral para las 10 principales áreas metropolitanas de Colombia, 1988-2000. *Desarrollo y Sociedad*, 56, 103-146. <https://doi.org/10.13043/dys.56.4>.
- Greene, W.H. (2012). *Econometric Analysis* (7th ed.). Madrid: Prentice Hall.
- Guataquí, J.C., García, A.F., & Rodríguez, M. (2009). *Estimaciones de los determinantes de los ingresos laborales en Colombia con consideraciones diferenciales para asalariados y cuenta propia*. Bogotá: Documentos de Trabajo, N°. 70, Facultad de Economía, Universidad del Rosario.
- Guataquí, J.C., García, A.F., & Rodríguez, M. (2011). *El Perfil de la Informalidad Laboral en Colombia*. Bogotá, Colombia: Documentos de Trabajo, N°. 95, Facultad de Economía, Universidad del Rosario.
- Hamilton, B.H. (2000). Does Entrepreneurship Pay? An Empirical Analysis of the Returns of Self-Employment. *Journal of Political Economy*, 108(3), 604-631. <https://doi.org/10.1086/262131>.
- Heckman, J.J. (1976). The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. *Annals of Economic and Social Measurement*, 5(4), 475-492.
- Heckman, J.J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 47(1), 153-161. <https://doi.org/10.2307/1912352>.
- Hurst, E., & Pugsley, B. (2010). *The Non Pecuniary Benefits of Small Business Ownership*. Chicago: Working paper, University of Chicago.
- Idrovo, F.K., Verdesoto, O.S., Valencia, E.R., & Córdova, V.H. (2020). Modelo de ecuaciones estructurales para determinar la intención de emprendimiento de estudiantes de posgrado. *Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 30, 346-357. <https://doi.org/10.46661/revmetodoscuanteconempresa.3715>.
- Jovanovic, B. (1994). Entrepreneurial choice when people differ in their management and labor skills. *Small Business Economics*, 6(3), 185-192.
- Kaplan, E.L., & Meier, P. (1958). Nonparametric Estimation from Incomplete Observations. *Journal of the American Statistical Association*, 53(282), 457-481. <https://doi.org/10.2307/2281868>.
- Kihlstrom, R.E., & Laffont, J.J. (1979). A General Equilibrium Entrepreneurial Theory of Firm Formation Based on Risk Aversion. *The Journal of Political Economy*, 87(4), 719-748. <https://doi.org/10.1086/260790>.
- Knight, F.H. (1921). *Risk, uncertainty and profit* (1^a ed.). Boston, MA: Hart, Schaffner & Marx, Houghton Mifflin Co.
- Kumar, A., & Schuetze, H.J. (2007). *Self-Employment and Labor Market Policies*. Victoria, Canadá: Discussion Paper, Department of Economics, University of Victoria.

- Lucas, R.E. (1978). On The Size Distribution of Business Firms. *The Bell Journal of Economics*, 9(2), 508-523. <https://doi.org/10.2307/3003596>.
- Maloney, W.F. (2004). Informality Revisited. *World development*, 32(7), 1159-1178. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.01.008>.
- Martínez, G., Saavedra, R.E., & Morones, A.L. (2020). Capital Social como factor de emprendimiento en los países de la OCDE: implementación de un modelo con datos de panel. *Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 30, 312-326. <https://doi.org/10.46661/revmetodoscuanteconempresa.3512>.
- Meager, N. (1992). Does unemployment lead to self-employment? *Small Business Economics*, 4, 87-103. <https://doi.org/10.1007/BF00389850>.
- Meghir, C., Narita, R., & Robin, J.M. (2015). Wages and Informality in Developing Countries. *American Economic Association*, 105(4), 1509-1546. <https://doi.org/10.1257/aer.20121110>.
- Mondragón, V., & Peña, X. (2010). Business Ownership and Self-Employment in Developing Economies: The Colombian Case. En *International Differences in Entrepreneurship* (pp. 89-127). Chicago: University of Chicago. <https://doi.org/10.7208/chicago/9780226473109.003.0004>.
- Mortensen, D., & Pissarides, C. (1994). Job creation and job destruction in the theory of unemployment. *Review of Economic Studies*, 61(3), 397-415. <https://doi.org/10.2307/2297896>.
- Núñez, J. (2002). *Empleo informal y evasión fiscal en Colombia*. Bogotá, Colombia: Archivos de Economía, N°. 210, Departamento Nacional de Planeación.
- Posso, C. (2010). Desigualdad salarial en Colombia 1984-2005: cambios en la composición del mercado laboral y retornos a la educación postsecundaria. *Desarrollo y Sociedad*, 66, 65-113. <https://doi.org/10.13043/dys.66.3>.
- Quiñones, M. (2010). Canales de búsqueda de empleo y duración del desempleo en Colombia. *Perfil de Coyuntura Económica*, 16, 133-154.
- Rees, H., & Shah, A. (1986). An Empirical Analysis of Self-employment in the U.K. *Journal of Applied Econometrics*, 1(1), 95-108. <https://doi.org/10.1002/jae.3950010107>.
- Ribero, R. (2003). *Gender dimensions of non-formal employment in Colombia*. Bogotá, Colombia: Documentos CEDE, N°. 2003-04, Universidad de los Andes.
- Salinas, J.D., & Aragón, D. (2011). *Estructura de ingresos para trabajadores asalariados y por cuenta propia en la ciudad de Ibagué*. Medellín: Borradores Departamento de Economía, N°. 44, Universidad de Antioquia.
- Sánchez, R.M. (2018). Trabajo Cuenta Propia en Colombia: Caracterización, Análisis y Evolución Reciente. *Revista Estado y Políticas Públicas*, 9, 61-79.
- Santa María, S.M., Prada, L.C., & Mujica, P.A. (2009). *Oportunidades, desafíos y barreras de la movilidad laboral en Colombia: reflexiones para la población en pobreza extrema y moderada*. Bogotá: Working Paper N°. 42, Centro de Investigación Económica y Social, Fedesarrollo.
- Schumpeter, J.A. (1950). *Capitalism, Socialism and Democracy* (3rd ed.). New York: Harper & Row.

- Suárez, C. (2020). El trabajador por cuenta propia en América Latina. En A. d. Laboral, *El mundo de trabajo y el sistema de salud colombiano en la encrucijada del Coronavirus* (págs. 28-43). Medellín, Colombia: Escuela Nacional Sindical.
- Tokman, V.E. (1987). El sector informal: quince años después. *El Trimestre Económico*, 54(3), 513-536.
- Uribe, J.I., & Gómez, L. (2004). *Canales de búsqueda de empleo en el mercado laboral colombiano 2003*. Cali: Documento de Trabajo N°. 77, Centro de Investigación y Domentación Socioeconómica, CIDSE, Universidad del Valle, Colombia.
- Uribe, J.I., & Ortiz, C.H. (2004). *Una Propuesta de Conceptualización y Medición del Sector Informal*. Santiago de Cali, Colombia: Documentos de Trabajo, N°. 76, Facultad de Ciencias Sociales y Económicas, Universidad del Valle.
- Viáfara, C., & Uribe, J. (2009). Duración del desempleo y canales de búsqueda de empleo en Colombia. *Revista de Economía Institucional*, 11(21), 139-160.
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838. <https://doi.org/10.2307/1912934>.
- Wooldridge, J. (2010). *Introducción a la econometría. Un enfoque moderno* (4ª ed.). México: Cengage Learning Editores, S.A.

Annexes

Annex 1. Characteristics of own-account workers, by diploma obtained in Colombia, 2010 and 2013.

	2010		2013	
	Informal	Formal	Informal	Formal
<i>None</i>	57.00%	21.00%	54.0%	20.0%
<i>High school</i>	31.0%	27.00%	32.00%	23.0%
<i>Technical-technological</i>	6.0%	12.0%	9.00%	17.00%
<i>University or postgraduate</i>	6.0%	40.00%	6.00%	40.0%
<i>Total</i>	100.00%	100.00%	100.00%	100.0%

Source: Authors' elaboration based on data from GEIH 2010, 2013.

Annex 2. Results of the selection equation for probability models (binomial and multinomial) of own-account workers in Colombia, 2010 and 2013.

Variable	2010	2010	2013	2013
	GISH	CLS	GISH	CLS
<i>Education</i>	0.031***	0.053***	0.035***	0,047***
<i>Age</i>	0.164** *	0.145***	0.182***	0,147***
<i>Square age</i>	-0,002***	-0,001***	-0,002***	-0.001***
<i>Gender</i>	0,725***	1,384***	0,811***	1,173***
<i>Head of household</i>	0,405***	0,288***	0,395***	0,346***
<i>Marital status</i>	-0,064***	-0,366***	-0,054***	-0,385***
<i>Own residential property</i>	-0.172** *	-0,207***	-0.266***	-0,115**
<i>Social stratum 1</i>	271***	0,071	0,262***	0.036
<i>Social stratum 2</i>	0,206***	0,151	0,274***	0,027
<i>Social stratum 3</i>	0.077***	0.117	0,110***	0.040
<i>Constant</i>	-3.095***	-2.68***	-3,720***	-2,508***
<i>Number of observations</i>	361,528	4,557	313,372	5,572
<i>Wald Test</i>	27.01	203***	21.02	299**
<i>$\sigma = 0$</i>	5.16*	8.05**	13.02***	5.24**

*** Significant at 1%; ** 5%; * 10%

Source: Authors' calculations based on data from GISH and CLS, 2010 y 2013.



Determinantes del emprendimiento juvenil en Colombia: un análisis desde la nueva economía institucional

TORRES M., MARCELA

Vlerick Business School (Colombia)

Correo electrónico: marcela.torres@edu.vlerick.com

RAMOS R., JOSÉ L.

Universidad del Norte (Colombia)

Correo electrónico: jramos@uninorte.edu.co

GALVIS M., MOISÉS M.

Centro Emprendimiento Corporación Universitaria Americana (Colombia)

Correo electrónico: megalvis@uninorte.edu.co

RAMOS C, JOSÉ L.

Universidad Simón Bolívar (Colombia)

Correo electrónico: jose.ramos@unisimonbolivar.edu.co

BISWELL J., JUAN E.

Universidad del Norte (Colombia)

Correo electrónico: jbiswell@uninorte.edu.co

RESUMEN

El presente artículo tiene como propósito determinar los factores que intervienen en el emprendimiento de los jóvenes colombianos y estimar el impacto que tienen dichos determinantes sobre la probabilidad de que un joven decida ser un emprendedor. Para lo anterior, se estima un modelo logístico probabilístico alimentado con la base de datos de Global Entrepreneurship Monitor Colombia - 2019. Los resultados evidencian que factores informales como la autoconfianza, los marcos de referencia y el nivel educación influyen de manera positiva en la probabilidad de emprender, hecho que evidencia que estos condicionantes informales expresados por North (1993a), son claves para influenciar la iniciativa empresarial por parte de los jóvenes en Colombia. Finalmente, se concluye que las variables de miedo al fracaso, constituidas como condicionantes informales, pueden no ser vistas como una barrera que influya en la probabilidad de ingreso de los jóvenes colombianos en actividades emprendedoras.

Palabras clave: emprendimiento, instituciones, jóvenes.

Clasificación JEL: M10; M13; M21; M29.

MSC2010: 91G70; 91B82; 91B84.

Determinants of youth entrepreneurship in Colombia: an analysis from the new institutional economy

ABSTRACT

The purpose of this article is to determine the factors involved in the entrepreneurship of Colombian young people and to estimate the impact that these determinants have on the probability that a young person decides to be an entrepreneur. For the above, a probabilistic logistic model fed with the Global Entrepreneurship Monitor Colombia - 2019 database is estimated. The results show that informal factors such as self-confidence, reference frames and education level positively influence the probability of undertaking, a fact that shows that these informal conditions expressed by North (1993a) are key to influencing entrepreneurship by young people in Colombia. Finally, we conclude that the variables of fear of failure, constituted as informal conditioning factors, may not be seen as a barrier that influences the probability of entry of young Colombians into entrepreneurial activities.

Keywords: entrepreneurship, institutions, youth.

JEL classification: M10; M13; M21; M29.

MSC2010: 91G70; 91B82; 91B84.



1. Introducción.

En los últimos años, el emprendimiento como solución a las bajas tasas de crecimiento económico, se ha convertido en un tema cada vez más estudiado dentro del ámbito académico. En el siglo XVIII, Richard Cantillón definía el concepto de emprendedor y su importancia dentro del desarrollo económico como resultado de la voluntad personal de los individuos. En este mismo sentido, Jean-Baptiste Say, Alfred Marshall y Joseph Schumpeter, elaboraron estudios sobre la configuración del emprendedor como un agente económico relacionado con la creación de empresas (Formichella, 2004).

Estos autores consideraban que el emprendimiento es una iniciativa de tipo económico o social caracterizada por la construcción de oportunidades, innovación y búsqueda de beneficios. Dicha iniciativa es llevada a cabo por la figura del emprendedor, un agente o individuo que busca materializar una idea de negocio con un fin específico a través de sus habilidades personales e ingenio propio, pero sin la seguridad de un retorno seguro sobre la inversión en tiempo o capital que utilice para llevar a cabo su emprendimiento, por causa de la incertidumbre y el riesgo permanente que conlleva perseguir dicho ideal con los medios propios. En este sentido, el emprendedor se configura como un agente económico que transgrede el equilibrio estático planteado por la teoría clásica y que reforma la actividad industrial, impactando el desempeño económico dentro de un territorio (Schumpeter, 1942).

El propósito de este trabajo es identificar los factores asociados al emprendimiento juvenil en Colombia para 2019 y observar cómo se articulan las dinámicas locales con la figura del emprendedor juvenil, ya que la integración de los jóvenes al mercado laboral por medio del emprendimiento es considerada una alternativa útil para superar la pobreza, generar nuevas oportunidades de empleo, disminuir la delincuencia, dinamizar la economía y estimular el desarrollo de experiencias y habilidades (Chigunta, 2002). Así, para efectos de esta investigación, se consideran jóvenes emprendedores aquellos individuos que presentan una iniciativa empresarial y se encuentran en un rango de edad entre los 14 y 26 años, de acuerdo con ley de juventud colombiana (Artículo 3°, ley 375 de 1997).

Ahora bien, según datos del Global Entrepreneurship Monitor (GEM, 2016), el estudio de mayor importancia del emprendimiento realizado en 65 países, reporta que América Latina tiene una tasa de actividad empresarial (TEA: mide la proporción de personas activamente involucradas en la puesta en marcha de iniciativas de autoempleo y emprendimientos) de 18,8%; mientras que en los países con mayor desarrollo económico la tasa es de 9,1%. De acuerdo con esas cifras, se puede observar, en contraposición con los países desarrollados, un mayor interés en la creación de empresas en los países latinoamericanos. Teniendo en cuenta que los países crecen mediante el desarrollo de un sector estratégico productivo (Industria), las instituciones emergen para apoyar dicha industrialización, incentivando una búsqueda de mayor eficiencia mediante la generación de economías de escala y favoreciendo tanto a las empresas ya establecidas, como al entorno económico para incentivar la creación de empresas por parte de los individuos (GEM, 2008).

Los estudios de GEM han demostrado que la actividad emprendedora presenta variaciones significativas entre los diferentes países que funcionan dentro del marco conceptual de esta medición. Estas variaciones se explican mediante las condiciones del entorno, la capacidad de los individuos para identificar oportunidades, y la aceptación y creación de una cultura emprendedora. Adicionalmente, GEM ha evidenciado que la actividad emprendedora se relaciona positivamente con el crecimiento económico, y esta relación difiere según la fase de desarrollo en la que se encuentra el país (Acs & Amorós, 2008). De este modo, y en la perspectiva de indagar sobre los factores determinantes del emprendimiento juvenil en Colombia, en este estudio se utilizaron variables perceptuales, conductuales y sociodemográficas contenidas en GEM.

El artículo está dividido en cinco partes. La primera, comprendida por la presente introducción. La segunda parte incluye la evidencia empírica de los estudios relacionados con el emprendimiento juvenil. La tercera sección contiene los fundamentos teóricos de la economía institucional relacionados con las variables de estudio. En el cuarto apartado se presenta la metodología, las variables y el modelo econométrico que permitió determinar los factores asociados al emprendimiento juvenil en Colombia.

Finalmente, se registran los resultados con sus interpretaciones y contraste con los preceptos teóricos de la economía institucional, lo que permitió generar las conclusiones importantes sobre el emprendimiento juvenil.

2. Revisión de la literatura.

Los trabajos realizados en los últimos años evidencian la relevancia que tiene el estudio del emprendimiento en los jóvenes, destacándose factores que influyen tanto positiva, como negativamente en el deseo de éstos por llevar a cabo actividades de tipo empresarial. El emprendimiento es considerado como una alternativa para superar el desempleo juvenil en un territorio, el cual impacta el dinamismo económico y, en consecuencia, el bienestar de una sociedad (Maxwell, 2002; García, 2016; Yáñez & Escareño, 2020; Nazri et al., 2016). Adicionalmente, esta población suele asumir un rol de agentes de cambio a través del emprendimiento social (Bosma et al, 2016; Makua, Amigo & Doistua, 2017), convirtiéndose en el foco de atención para el diseño de una política pública de empleo.

En esta primera parte, se expone la evidencia empírica recopilada como fuente para identificar y caracterizar las variables explícitas en el modelo econométrico; en particular, de tipo social, económico, demográfico y psicológico, todas ellas inherentes a cada individuo y al ambiente que los rodea. Igualmente, se identifican aquellas que determinan la probabilidad de emprender en la población joven.

Dentro de los factores sociales, por ejemplo, se destacan las variables de percepción de riesgo, la delincuencia y el miedo al fracaso como elementos que tienden a generar en los emprendedores juveniles un impacto significativamente negativo frente a la probabilidad de que éstos hagan parte de procesos de emprendimiento (Fairlie, 2002; Lévesque & Minniti, 2006; Espí et al., 2007; Olmos & Castillo, 2009; Olawale, 2010; Lafuente, Vaillant & Gómez, 2007).

Por su parte, Blanchflower y Meyer (1994) consideran que el nivel de educación del individuo es un factor social que impacta positivamente el emprendimiento juvenil. Esta consideración también la comparten las investigaciones realizadas por Rasheed (2000), Turker y Selcuk (2008), Pihie (2009), Montes y Siga (2009) y Capaldo (1997). De igual manera, Henderson y Robertson (1999) considera que el desenvolvimiento de los jóvenes en un ambiente académico que incentive el emprendimiento afecta positivamente su disposición ante la creación de una empresa.

En este sentido, Schiller y Crewson (1997), Lafuente, Vaillant, y Gómez (2007), Turker y Selcuk (2008), Pihie (2002), Olmos y Castillo (2009), Sahasranamam y Nandakumar (2020) consideran que la relación de los jóvenes con un entorno social emprendedor, en donde éstos tienen la posibilidad de conocer directa o indirectamente una iniciativa empresarial por parte de un familiar o allegado a la familia, impacta positivamente en la creación de modelos de referencia, hecho que aumenta la probabilidad de que el joven sea emprendedor.

Dentro de los factores de tipo económico y demográfico, las dificultades de acceso al capital, financiación y los bajos ingresos que posean los individuos jóvenes detraen la probabilidad de generación de emprendimientos (Blanchflower & Oswald, 1990; Henderson y Robertson, 1999; Espí et al., 2007; Turker & Selcuk, 2008; Olawale, 2010; Capaldo, 1997; Fairlie, 2002). Mientras que contar con un soporte económico, como por ejemplo una herencia, afecta positiva y significativamente la iniciativa empresarial (Blanchflower & Oswald, 1990).

Las investigaciones de Blanchflower y Meyer (1994), Blanchflower y Oswald (1998) y Schiller y Crewson (1997) apuntan a que los factores demográficos (edad del individuo) tienen una relación positiva en los emprendedores juveniles. Es posible encontrar soporte a este resultado si observamos dentro de la literatura la variable de experiencia laboral, que en estudios realizados por Henderson y Robertson (1999), Lévesque y Minniti (2006) posee un impacto positivo y significativo dentro de la iniciativa empresarial juvenil.

Por otro lado, el género también se destaca como un factor que afecta dicha iniciativa. Wilson, Marlino y Kickul (2004), y Wilson, Kickul, y Marlino (2007), encuentran que ser hombre aumenta la probabilidad de realizar emprendimientos. Por su parte, Schiller y Crewson (1997) examinan el impacto del estado civil de los jóvenes, sugiriendo que los hombres solteros tienen mayor probabilidad de ser emprendedores, aunque para el contexto mexicano Canales, Román y Ovando (2017) encuentran que los jóvenes casados adquieren mayor presencia en la actividad emprendedora, sin enfatizar si esta participación es por oportunidad o necesidad.

Adicionalmente, Henderson y Robertson (1999), Rasheed (2000), Thomas (2009), Olmos y Castillo (2009), examinan la influencia de factores psicológicos usando variables tales como el control del locus interno y la tolerancia a las adversidades, encontrando como resultado que los jóvenes que poseen altos niveles de tolerancia y de control poseen una tendencia mayor a las iniciativas empresariales, contrariamente a los jóvenes que no poseen dichas características.

Por otra parte, Wilson, Marlino y Kickul (2007), Lafuente, Vaillant y Gómez (2007), y Capaldo (1997), consideran en sus análisis variables como la autoconfianza, la percepción de habilidades por parte del individuo y la autoeficacia, generando indicios de que éstas afectan positivamente la creación de empresas en la población joven. Olawale (2010), Wilson, Marlino y Kickul (2004) y Fairlie (2002), analizan la autonomía y la búsqueda de independencia como variables que influyen los emprendimientos. Por otro lado, Espí et al. (2007) indican que la posibilidad de poner en práctica ideas propias, la independencia personal y trabajar con mayor libertad de decisión y de acción, constituyen factores que inducen el autoempleo.

De acuerdo con la literatura teórica y empírica citada anteriormente, se evidencia que entre los factores que incentivan el emprendimiento juvenil destacan: la educación del individuo, la edad, el género, los modelos de referencia, la autonomía, la autoeficacia, el control de locus interno y las habilidades empresariales.

Dentro de los factores que se constituyen en un óbice para el empresario joven, se encuentran factores como las leyes del gobierno, la falta de apoyo estructural, la escasez de capital inicial y la financiación bancaria. Al igual que las variables inherentes a los individuos, como la hostilidad, las dificultades de comunicación, la baja autoconfianza, el riesgo elevado y el miedo al fracaso y la delincuencia.

3. Argumentos teóricos.

Los preceptos utilizados para contrastar y analizar los resultados del modelo econométrico, están centrados en la teoría institucionalista.

3.1. Teoría institucional.

La teoría económica institucional nace a finales del siglo XIX y se configura como una vertiente alternativa a la economía ortodoxa, que apunta a la comprensión de la historia, la cultura y los pensamientos que conforman las conductas humanas, afectando el origen y evolución de las instituciones. Es así como surge una comprensión descriptiva generalizada del orden económico y sus fenómenos, teniendo en cuenta como principal influencia las instituciones, entendidas como métodos o modelos de comportamientos seguidos por la sociedad (Hamilton, 1919).

Remontándonos al proceso científico que ha tenido la economía institucional, se evidencia una segmentación dentro dicha escuela pensamiento económico, que siguiendo a Parada (2003), se divide en dos vertientes principalmente: Economía Original Institucional (EIO), representada por Thorstein Veblen, Wesley Mitchell, John Commons, John Clark, Clarence Ayres y la Nueva Economía

Institucional (NIE) impulsada por Ronald Coase (1937), Douglas North y Oliver Williamson, entre otros.

A pesar de la falta de unanimidad conceptual en la escuela institucional, se distinguen dos principios básicos que permiten su conjugación (Urbano, Díaz & Hernández, 2007). El primero presupone una relación dinámica y constante con las instituciones socio-culturales y políticas haciendo difícil la separación de los procesos económicos de los procesos sociales; y el segundo, reconoce una ruptura con los conceptos de equilibrio estático planteado por la escuela neoclásica, destacando la creencia de procesos evolutivos condicionados por el comportamiento de las personas Urbano, Díaz & Hernández, 2007).

Dada esta distinción, el presente análisis económico se basa en los planteamientos de la Nueva Economía Institucional, particularmente en las ideas de Douglas North.

3.2. Enfoque institucional de Douglas North.

Siguiendo la propuesta de Urbano, Díaz y Hernández (2007), los planteamientos de North son útiles para estudiar los factores que determinan la creación de empresas, ya que: (a) Dicha teoría genera un entendimiento de las variables que delimitan e incentivan el proceso económico mediante el comportamiento humano; y (b) La creciente evidencia empírica que soporta el emprendimiento por medio de un marco teórico institucional (Nee & Young, 1991; Veciana, 1988; Aponte, 2002; Freytag & Thurik, 2006; Martínez et. al., 2010).

Al respecto, North (1993a) realiza una evaluación sobre la naturaleza de las instituciones y el cambio institucional, considerando la historia y la cultura como los principales determinantes del desempeño social y económico evidenciado en los diferentes países, suponiendo agentes con racionalidad limitada e información imperfecta. De esta forma, la configuración de la conducta humana y los costes de transacción, junto a algunos otros supuestos, construyen un marco analítico en el que las instituciones son definidas por el autor como imposiciones ideadas por los seres humanos que estructuran y limitan sus interacciones, reduciendo la incertidumbre mediante la construcción de una estructura de interacción de hábitos, reglas, costumbres, y políticas que determinan las posibles elecciones por parte de los individuos (North, 1993a; 1993b; 1994).

Dentro de dicho marco analítico, North (1993b) define a las organizaciones u organismos como “grupos de individuos unidos por un propósito común con el fin de lograr ciertos objetivos” (p. 3), e incluye cuatro tipos de organizaciones, a saber, las políticas, las económicas, las sociales y las educativas. Además de esto, North (1993a) considera que las organizaciones se ven condicionadas por el marco institucional que las regula y la interacción humana que las rodea. Siendo de esta manera como nacen las limitaciones de tipo formal e informal que configuran las reglas de juego.

Definiendo estas limitaciones, se tiene que las de tipo formal están constituidas por normas, leyes, constituciones o reglamentos; y las de tipo informal se constituyen por códigos de conducta y comportamientos, hábitos, creencias, valores sociales y actitudes. Para este último tipo, se especifican las siguientes limitaciones: (a) las que son extensiones, interpretaciones y modificaciones de normas formales; (b) las normas de conducta sancionadas socialmente; y (c) las normas de conducta aceptadas internamente (Urbano, Díaz & Hernández, 2007).

Considerando lo anterior, podemos concluir que existen dos vías principales mediante las que se ve afectada la constitución del sistema de instituciones dentro de una sociedad. La primera son las limitaciones formales, que contienen pautas políticas, medidas judiciales, reglas de tipo económico y son fácilmente identificables por medio de la generación de decretos, leyes, y/o manuales escritos. La segunda son las limitaciones informales, que se constituyen a partir de valores y comportamientos sociales e históricos, muy poco reconocidos mediante pautas o manuales escritos.

Al respecto, North (1993a) argumenta que la existencia de limitaciones de tipo formal es desarrollada para fomentar y complementar la eficacia del desempeño económico de una región al disminuir los costes de información o al sustituir reglas informales que afecten negativamente dicho desempeño. Estos ajustes marginales realizados al marco institucional por medio de variaciones a los tipos de limitaciones son denominados por el autor como un cambio institucional.

Este cambio, es un proceso constante, producto de variaciones, tanto de las limitaciones formales (modificación de las reglas económicas o políticas) como de las informales (decisiones que toman los agentes). En este sentido, North (1993a) afirma que este proceso constante permite la interacción entre instituciones y agentes participantes de la economía u organizaciones, generándose cambios continuos y evolutivos en el desempeño económico y social que se presenta dentro de un límite geográfico (Urbano, Díaz & Hernández, 2007).

Así pues, el marco analítico del cambio institucional propuesto por North (1993a), citado por Urbano, Díaz & Hernández (2007) consta de cinco proposiciones decisivas:

(1) La interacción entre instituciones y organizaciones, es la clave para el cambio institucional. (2) La competencia direcciona a las organizaciones a invertir en conocimiento para competir. (3) El marco institucional provee los incentivos para tener máximas retribuciones. (4) Las percepciones vienen determinadas por las estructuras mentales de los emprendedores, y (5) Las economías de escala, son las que determinan el cambio institucional... (p. 22)

4. Instituciones y espíritu empresarial.

Con base en la teoría institucional de North (1993a), se realiza una vinculación entre dicha teoría y algunos estudios en torno a la creación de empresas que enfatizan en el espíritu empresarial de los jóvenes, teniendo como referencia la modelación realizada por Bruton, Ahlstrom y Li (2010). La teoría institucional dirige su análisis al estudio del impacto dentro de la economía, considerando la existencia de reglas, hábitos, costumbres, normas que rigen la conducta de los individuos e impactan de igual manera la creación de instituciones. Este entendimiento nos ayuda a comprender cómo el entorno en el que se desenvuelven los jóvenes impacta e influye, tanto en las decisiones tomadas por éstos como en las organizaciones de tipo económico, social y político existentes dentro de la sociedad de la que ellos forman parte.

Es así, como Bruton, Ahlstrom y Li (2010) sugieren que: “el entorno institucional ejerce una poderosa influencia no sólo sobre las tasas de entrada a las organizaciones de tipo económicas, sino también en las trayectorias resultantes de las iniciativas empresariales” (p. 23). Los autores plantean una relación entre las fuerzas institucionales y el espíritu empresarial, por medio de tres categorías institucionales.

La primera, denominada la base reguladora, representa un modelo racional de comportamiento basado en sanciones y valores tradicionales de una sociedad. De esta manera, se configura a las instituciones como guías de la conducta humana, mediante la conformación de reglas de juego, su monitoreo y aplicación. Dichas reglas son esenciales a la hora de brindar a los emprendedores nacientes directrices para el cumplimiento de las leyes o reacciones ante la carencia de leyes dentro de cierta región.

La segunda categoría está comprendida por la base normativa, representada por modelos organizacionales y de conducta integradas por dimensiones obligatorias de tipo social, de interacción organizacional y profesional. Dentro de estas dimensiones, las instituciones actúan como limitantes de normas de comportamiento aceptadas y/o esperadas en situaciones sociales, comerciales y legales. Se encuentran normas que facilitan y promueven el emprendimiento y su respectiva financiación; como

también normas que desincentivan la iniciativa empresarial mediante barreras legales, o regulaciones elevadas.

Finalmente, la base cognitiva representa un modelo de comportamiento individual y subjetivo, basado en la construcción de reglas derivadas de la cultura e interacción humana que limitan las creencias, hábitos y acciones apropiadas seguidas por una sociedad. Este pilar es considerado de mucha relevancia dentro del espíritu empresarial, debido a que es importante entender las actitudes de la sociedad ante la iniciativa empresarial y el posible aliento que dichas creencias pueden generar sobre el deseo de emprender por parte de los jóvenes.

Utilizando la anterior categorización, se incluye la base reguladora y normativa dentro de las limitaciones formales, mientras que la base cognitiva de las instituciones forma parte de las limitaciones de tipo informal que pueden llegar a moldear las conductas de los individuos y por ende el comportamiento de los jóvenes. Esta influencia es percibida por medio de factores que nutren el entorno de los jóvenes emprendedores. De acuerdo con North (1993b), dichas variables se clasifican en:

- (1) Condicionantes formales: comprendidas por la creación de incentivos por parte del gobierno, la facilidad de acceso a recurso de financiación, disponibilidad de capital, legitimidad y programa de educación en emprendimiento, y
- (2) Condicionantes informales: comprendidas por las creencias y actitudes que poseen los individuos ante los empresarios, la estabilidad macroeconómica, las motivaciones ante la iniciativa empresarial, expectativas y aspiraciones inherentes a cada individuo dentro de una sociedad, que ayudan a conjugar el espíritu empresarial dentro de éstos (Foster, 1986; Baumol et al., 2009; Soto, 2000).

Figura 1. Fuerzas institucionales sobre emprendimiento juvenil.



Fuente: Adaptado de Schoof (2006).

El Informe Nacional sobre Emprendimiento Juvenil en Colombia destaca que los factores institucionales determinantes del emprendimiento juvenil están relacionados con las condiciones sociales de los jóvenes emprendedores. Así, de acuerdo con Montes y Jenny (2016):

El capital humano, las políticas y regulaciones, las condiciones de demanda y el ambiente cultural propicio para los negocios de valor agregado, son las principales fortalezas de Colombia para emprender negocios, mientras

que las debilidades están en las condiciones sociales, el capital social, las plataformas de ciencia y tecnología, el acceso a financiamiento y la estructura empresarial. (p. 9)

Considerando los anteriores elementos teóricos, se presentan las siguientes hipótesis de investigación, que son analizadas en la sección de análisis de los resultados:

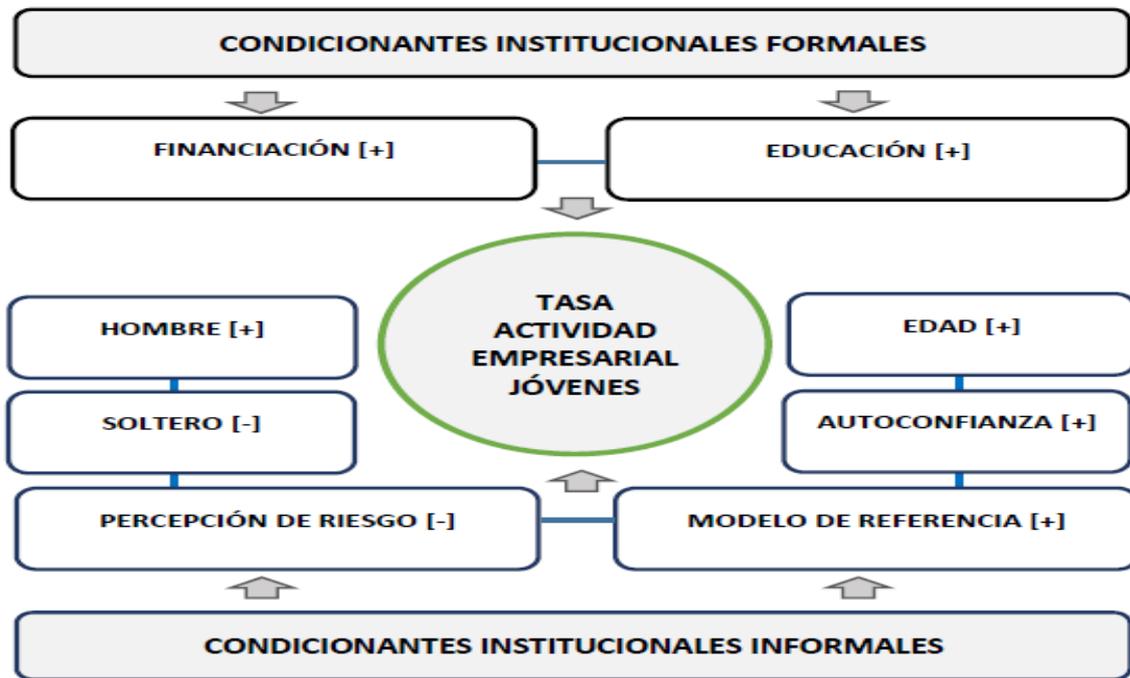
Tabla 1. Hipótesis de estudio: condicionantes formales e informales.

HIPÓTESIS	CONDICIONANTES FORMALES	AUTORES
H1	La probabilidad de ser un joven emprendedor disminuye frente a la dificultad para acceder a capital líquido.	Blanchflower & Oswald (1998), Henderson (1999), Espí et al. (2007), Turker & Selcuk (2008), Olawale (2010), Capaldo (1997).
H2	La probabilidad de ser un joven emprendedor se incrementa con el nivel de educación.	Blanchflower & Meyer (1994), Rasheed (2000), Turker & Selcuk (2008), Pihie (2009), Montes & Siga (2009), Capaldo (1997), Shah, Amjed & Jacob (2020).
HIPÓTESIS	CONDICIONANTES INFORMALES	AUTORES
H3	La probabilidad del emprendedor aumenta para quienes perciben oportunidades en su entorno.	Blanchflower & Meyer (1994), Kirzner (1973), Arenius & Minniti (2005).
H4	La probabilidad de ser un joven emprendedor disminuye ante un aumento en la percepción de riesgo.	Fairlie (2002), Lévesque & Minniti (2006), Espí et al. (2007), Olmos & Castillo (2009), Olawale (2010), Lafuente, Vaillant & Gómez (2007), García (2016).
H5	La autoconfianza incrementa la probabilidad de ser un joven emprendedor.	Fairlie (2002), Delgado et al. (2007), Wilson, Kickul & Marlino (2007), Lafuente, Vaillant & Gómez (2007), Olawale (2010), Capaldo (1997), Schiller & Crewson (1997), Henderson (1999), Wilson, Marlino & Kickul (2004) Shah, Amjed & Jaboob (2020).
H6	Los jóvenes tienen mayor probabilidad de emprender un negocio que las jóvenes.	Blanchflower & Oswald (1990), Blanchflower & Meyer (1994), Blanchflower & Oswald (1998), Wilson, Marlino & Kickul (2004), Wilson, Kickul, & Marlino (2007), Schiller & Crewson, (1997).
H7	Ante la existencia de mayores modelos de referencias, la probabilidad de ser un joven emprendedor es mayor.	Blanchflower & Oswald (1990), Schiller & Crewson (1997), Lafuente, Vaillant, & Gómez (2007), Turker & Selcuk (2008), Pihie (2009), Olmos & Castillo (2009).
H8	A mayor valoración del emprendimiento en la sociedad, mayor será la probabilidad de emprender en los jóvenes.	Shapero & Sokol (1982), Veciana (1988), Shah, Amjed & Jaboob (2020).

Fuente: Elaboración propia.

Este conjunto de hipótesis reúne la perspectiva de diversos autores y considera un matiz de posibilidades tanto positivas como negativas que se asocian a las probabilidades de un mayor emprendimiento juvenil. De las anteriores hipótesis, se deriva el siguiente modelo teórico (Figura 2), que orientó las respuestas a las mismas.

Figura 2. Modelo teórico condicionantes formales e informales de la iniciativa emprendedora juvenil.



Fuente: Elaboración propia.

4. Variables y modelo econométrico.

Para dar respuesta a las ocho hipótesis, se utilizó la base de datos de GEM Colombia - 2019. La muestra se seleccionó teniendo en cuenta la definición de la juventud plasmada en la ley 375 de 1994 del Ministerio de Educación Nacional de Colombia, por lo que se evalúan 465 individuos pertenecientes a un rango de edad entre 18 y 26 años. La operacionalización de las variables recogidas se reporta en la siguiente tabla.

Tabla 2. Operacionalización de variables.

VARIABLES INDEPENDIENTES	VARIABLES GEM	CATEGORÍAS
Condicionantes Institucionales Formales	Ingreso del Hogar (Cohhinc [*])	1 = Entre 1 a 2 SMMLV 2 = Entre 2 a 3 SMMLV 3 = Entre 3 a 4 SMMLV 4 = Entre 4 a 5 SMMLV 5 = Entre 5 a 6 SMMLV 6 = Más 6 SMMLV
	Nivel Educativo (Coreduc)	1 = Sin estudios 2 = Técnico 3 = Tecnólogo 4 = Universitario
Condicionantes Institucionales Informales	Miedo al Fracaso (Fearfail [**])	0 = No 1 = Sí
	Percepción de Habilidades y Conocimientos en Emprendimiento (Suskill [**])	0 = No 1 = Sí

	Género (Gender)	1 = Hombre 2 = Mujer
	Conocer Personalmente Alguien que Puso en Marcha un Negocio (Knowent [***])	Ninguno = No Al menos uno = Sí
	Percepción de Oportunidades (Opport [****])	0 =No 1 = Sí
	Buena Valoración del Emprendimiento (Estatus de los Empresarios en la Sociedad) (Nbstatus [*****])	0 =No 1 = Sí
	Emprendimiento como Alternativa de Carrera Deseable (Nbgoodc [*****])	0 =No 1 = Sí

VARIABLE DEPENDIENTE

Tasa Actividad Temprana Empresarial Jóvenes (Teajovenesrc)	0 = No 1 = Sí
--	------------------

Nota: SMMVL hace referencia a Salario Mínimo Mensual Legal Vigente.

[*] La variable capital líquido se midió con la proxy de ingresos del hogar, que es una variable categórica medida en rangos de ingreso.

[**] La percepción del riesgo se midió a través de la variable proxy miedo al fracaso.

[***] La variable autoconfianza se midió a través de la percepción de habilidades y conocimientos en emprendimiento.

[****] El modelo de referencia se midió a través de la variable proxy 'conocer a alguien cercano que sea emprendedor'. La variable de percepción de oportunidades se midió preguntando directamente sobre la percepción de oportunidades del individuo en la zona.

[*****] La variable de estatus de los empresarios se midió mediante la variable proxy de "la sociedad percibe a los emprendedores exitosos con un alto estatus".

[*****] La variable de emprendimiento como alternativa de carrera deseable se midió mediante la pregunta directa de esta percepción a los individuos.

[*****] La variable TEA se refiere la proporción de jóvenes que están vinculados activamente en el desarrollo y/o puesta en marcha de un emprendimiento.

Fuente: Elaboración propia.

Por su parte, la Tabla 3 recoge las variables descriptivas que permiten identificar el perfil socio económico de los jóvenes colombianos. De esta forma, se revela que las características socio económicas de los individuos evaluados están constituidas de la siguiente manera: la mayoría de los jóvenes incluidos dentro de la muestra pertenecen al género femenino (51.61%); cuentan con un nivel de educación bajo, sólo primaria y secundaria (64.08 %); y hacen parte de un hogar cuyos ingresos oscilan entre COP \$737.717 y COP \$ 1.475.434 en promedio (62.79%) (COP = Pesos Colombianos. Aproximadamente corresponde a 163 y 326 euros, respectivamente. Tasa de octubre 10 de 2020 = 4.528 euros por COP).

Los jóvenes colombianos cuentan con un perfil caracterizado por poca incertidumbre, donde el 62.58% de los mismos, dicen no poseer miedo al fracaso; así se infiere que la percepción del riesgo por parte de los jóvenes no es elevada. Ante la variable de auto confianza, los datos registran que el 59.35% de los individuos perciben tener habilidades y conocimientos en emprendimiento. Por otro lado, el 37.58% de los jóvenes no cuentan con un modelo de referencia. Adicionalmente, menos de la mitad de los jóvenes colombianos perciben que habrá oportunidades para emprender en los próximos seis meses (43.01%). Por último, el 61.72% de los individuos evaluados consideran el emprendimiento como una

alternativa de carrera deseable, mientras que el 61.51% percibe que los emprendedores exitosos gozan de un alto estatus en la sociedad.

Tabla 3. Perfil Socioeconómico del emprendimiento juvenil.

VARIABLES		NÚMERO	PORCENTAJE
<i>Ingreso del Hogar (Cohhinc)</i>	Menos de 1 SMMLV	58	12.47 %
	Entre 1 y 2 SMMLV	234	50.32 %
	Entre 2 y 3 SMMLV	92	19.78 %
	Entre 3 y 4 SMMLV	53	11.40 %
	Entre 4 y 5 SMMLV	22	4.73 %
	Entre 5 a 6 SMMLV	6	1.29%
	Más de 6 SMMLV	0	0%
<i>Nivel Educativo (Coreduc)</i>	Primaria y secundaria	298	64.09%
	Técnico	90	19.35%
	Tecnólogo	40	8.60%
	Universitario	32	6.88%
	Postgrado	5	1.80%
<i>Habilidades y Conocimientos en Emprendimiento (Suskil19)</i>	Sí	276	59.35 %
	No	159	40.65 %
<i>Modelo de Referencia (Known19)</i>	Ninguno	174	37.58 %
	Al menos uno	294	49.41 %
<i>Miedo al fracaso (Fearfail19)</i>	Sí	174	37.42 %
	No	291	62.58 %
<i>Género (Gender)</i>	Hombre	225	48.39 %
	Mujer	240	51.61 %
<i>Percepción de Oportunidades(Opport19)</i>	Sí	200	43.01 %
	No	265	56.99 %
<i>Alto Estatus de los Empresarios(Nbstat19)</i>	Sí	286	61.51%
	No	179	38.49%
<i>Opción de Carrera Deseable (Nbgood19)</i>	Sí	287	61.72%
	No	168	38.28%

Fuente: Elaboración propia de los autores, 2020 con base en GEM 2019.

5. Modelo econométrico.

Dada la naturaleza binaria de la variable dependiente que se analiza, se considera conveniente la estimación de un modelo de elección binaria, sea Logit o Probit. En forma general, modelos de este tipo se pueden expresar en términos de una variable latente, y_i^* , como:

$$y_i^* = x_i\beta_i + \mu_i \quad (1)$$

$$y_i = \begin{cases} 0 & \text{si } y_i^* < 0 \\ 1 & \text{si } y_i^* \geq 0 \end{cases} \quad (2)$$

donde y_i^* se relaciona linealmente al conjunto de factores \mathbf{X} y a un proceso de error estocástico μ . Haciendo uso de (1) y (2) se logra modelar la probabilidad de un individuo de llevar a cabo cada elección.

$$P_r(y^* > 0|X) =$$

$$P_r(\mu > -x\beta|X) = \quad (3)$$

$$P_r(\mu < x\beta|X) =$$

$$P_r(y = 1|X) = \Psi(y_i^*)$$

donde $\Psi(\cdot)$ es una función de distribución acumulada. Cuando $\Psi(\cdot)$ corresponde a la función de distribución normal, se estima un modelo Probit. Entretanto, el modelo Logit hace uso de la función de distribución acumulada de la distribución logística:

$$P_r(y = 1|X) = \frac{\exp(x\beta)}{1+\exp(x\beta)} \quad (4)$$

Tradicionalmente, se emplea el criterio de información Akaike y Schwarz, para definir qué modelo resulta más apropiado. Este criterio penaliza la cantidad de parámetros de cada uno de los modelos basándose en el principio de parsimonia del modelo, es decir, es un criterio que toma la bondad de ajuste del modelo a los datos a través de la función objetivo de máxima verosimilitud al tiempo que tiene en cuenta una penalización a la cantidad total de parámetros del modelo (Akaike, 1973). De esta manera, siguiendo los elementos teóricos comentados, la especificación del modelo a estimar corresponde a:

$$Teajovenesrc = \beta_0 + \beta_1Cohhinc + \beta_2Coreduc + \beta_3Fearfail + \beta_4Suskill + \beta_5Gender + \beta_6Knowent + \beta_7Opport + \beta_8Nbstatus + \beta_9Nbgood + \mu \quad (5)$$

La variable dependiente del modelo binario es la participación en la Tasa de Actividad Emprendedora Juvenil (**Teajovenesrc**), que está definida por GEM como la tasa de prevalencia de las personas en la población en edad de trabajar que participan activamente en la creación de empresa; dentro de la medida se incluye tanto a los empresarios nacientes como a los empresarios que se encuentran establecidos hace tres años y medio. La variable dependiente binaria toma el valor de uno (1) si el joven se encuentra envuelto en alguna iniciativa de tipo empresarial, y cero (0) si no. Las variables independientes seleccionadas se limitaron a la información recopilada por la base de datos GEM, teniendo en cuenta los principales determinantes recopilados en los modelos de la evidencia empírica analizada.

6. Resultados.

Al tener una variable binaria, primero se procedió a evaluar el ajuste de los modelos Logit y Probit a la estructura de los datos. Para esto se corrieron ambos modelos y se seleccionó aquel que minimizará el AIC y el BIC según el criterio de información de Akaike y Schwarz, que en este caso es el modelo logístico (ver Anexo 1).

De los 465 individuos que componen la muestra se expulsaron 2 debido a limitaciones en las observaciones recopiladas para algunas variables. Los resultados generan evidencia que soporta la significancia global del conjunto de variables explicativas utilizadas (P-valor, Chi-Cuadrado = 0.0000) dentro del modelo econométrico. Asimismo, la regresión fue sometida a las pruebas de bondad de ajuste (H-L), especificación y multicolinealidad (ver Anexos 2, 3 y 4), que demuestran la solidez del modelo.

Number of Obs	= 463
LR Chi2 (17)	= 89.99
Prob > Chi2	= 0.0000
Pseudo R2	= 0.1712
Log likelihood	= -217.81133

Tabla 4. Modelo Logit - Determinantes Emprendimiento Juvenil en Colombia, 2019.

TEA	COEF.	STD. ERR.	Z	P > Z	[95% CONF. INTERVAL]	
<i>Suskill19</i>	.9822389	.237107	4.14	0.000	.5175178	144.696
<i>Opport19</i>	.1001905	.1941223	0.52	0.606	-.2802822	.4806632
<i>Knowen19</i>	1.164495	.2835691	4.11	0.000	.6087095	1.72028
<i>Fearfail19</i>	-.9952638	.2827903	-3.52	0.000	-1.549.523	-.4410049
<i>Nbstat19</i>	.4466323	.1786998	2.50	0.012	.0963871	.7968775
<i>Nbgood19</i>	-.150088	.1732304	-0.87	0.386	-.4896132	.1894373
<i>Gender</i>	-.0205973	.2458418	-0.08	0.933	-.5024384	.4612438
<i>Cohhinc</i>						
<i>Between 1 and 2 SMMLV</i>	.3389747	.4184987	0.81	0.418	-.4812676	1.159217
<i>More than 2 SMMLV and less</i>	.1296578	.4721158	0.27	0.784	-.7956722	1.054988
<i>More than 3 SMMLV and less</i>	-.4134425	.5435716	-0.76	0.447	-1.478823	.6519382
<i>More than 4 SMMLV and less</i>	-.5072515	.7460425	-0.68	0.497	-1.969468	.9549649
<i>More than 5 SMMLV and less</i>	.8483165	1.117944	0.76	0.448	-1.342813	3.039446
<i>Coreduc</i>						
<i>Completed Secondary</i>	.537959	.5512106	0.98	0.329	-.5423939	1.618312
<i>Full Technician</i>	.9827121	.5901362	1.67	0.096	-.1739335	2.139358
<i>Technological Complete</i>	1.45669	.6606241	2.21	0.027	.1618905	2.751489
<i>Full University</i>	1.071917	.6830083	1.57	0.117	-.2667543	2.410589
<i>Postgraduate (Specializat..)</i>	-.1316924	1.417932	-0.09	0.926	-2.910788	2.647404
<i>Constant.</i>	-3.21079	.7517899	-4.27	0.000	-4.684.271	-1.737309

Fuente: Elaboración propia.

Por su parte, la siguiente tabla muestra los efectos marginales **promedio** de la regresión logística.

Tabla 5. Efectos Marginales Promedio de la Regresión Logística.

Marginal effects after logit							
y = (predict)							
= .10715608							
EFECTOS MARGINALES							
VARIABLE	DY/DX	STD. ERR.	Z	P > Z	[95% C.I.]		X
Suskil19	.0939744	.21901	0.43	0.668	-.335287	.523236	.475162
Opport19	.0095856	.02843	0.34	0.736	-.046144	.065315	.334773
Knownen19*	.1019281	.03602	2.83	0.005	.031322	.172534	.62419
Fairfail19*	-.0876651	.03539	-2.48	0.013	-.157038	-.018293	.37149
Nbstat19	.0427309	.09967	0.43	0.668	-.152619	.238081	.475162
Nbgood19	-.0143595	.03684	-0.39	0.697	-.086572	.057853	.481641
Gender	-.0019706	.02439	-0.08	0.936	-.049776	.045835	1.51404

Fuente: Elaboración propia.

6.1. Análisis de resultados.

En concordancia con lo evidenciado en la literatura, para Colombia, la variable proxy ingreso, asociada al capital requerido para iniciar un negocio (**Cohhinc**), no es significativa dentro de los factores determinantes de la iniciativa empresarial por parte de los jóvenes, por lo que la hipótesis 1 se rechaza; sin embargo, tanto los rangos de ingreso más bajos (menos de 1 a 4 SMMLV) y el más alto (más de 6 SMMLV) tienen impactos positivos. Este hecho ayuda a generar la conclusión de que en Colombia el capital necesario para crear empresa no es visto como una barrera que disminuya dicha iniciativa por parte de los jóvenes. Dada la naturaleza categórica de la variable no se calcularon los efectos marginales de ésta.

La hipótesis 2 es rechazada debido a la no significancia estadística de la educación (**Coreduc**), lo que sigue la línea de Blanchflower (2004), quien encuentra que la educación tiene un impacto positivo en la actividad emprendedora sólo en los países desarrollados debido a la creación de empresas basadas en tecnologías, así como los aportes de Urrea et al. (2017) quien afirma que la formación se enfoca a formar empleados y no generadores de empleo e ingreso. Este hecho puede llegar a ser importante para la generación de políticas públicas, ya que apoya la idea de que las mejoras en los niveles de educación generan impactos positivos dentro de la probabilidad de generar autoempleos y, por ende, mejorar el bienestar socioeconómico de la población (Blanchflower & Meyer, 1994; Rasheed, 2000; Turker & Selcuk, 2008; Pihie, 2009; Montes & Siga, 2009; Capaldo, 1997). En consecuencia, de acuerdo con Kantis (2018): “El sistema educativo debería en consecuencia ocupar un espacio central dentro de una estrategia de promoción del emprendimiento. El mercado no resuelve per se esta necesidad de atender desde edades tempranas la formación emprendedora de la población”. (p. 128)

La hipótesis 3 es rechazada. El modelo muestra que, aunque percibir oportunidades de negocio en su entorno (**Opport19**) tiene un efecto positivo en la probabilidad de ser un joven emprendedor, éste no es estadísticamente significativo. En promedio, la probabilidad de los individuos que son capaces de percibir oportunidades de negocio en el entorno aumenta en 9.39% con respecto a los que no.

La hipótesis 4 no es rechazada dado que los resultados para la variable miedo al fracaso (**Fairfail19***), proxy de la percepción de riesgo, generan el signo esperado y tienen significancia dentro del modelo como determinante de la probabilidad de iniciativa empresarial por parte de los

jóvenes. La probabilidad de ser emprendedor de un joven no adverso al riesgo con respecto uno adverso en promedio aumentan en 8.76%.

La hipótesis 5 es aceptada. La variable autoconfianza (*Suskill19*), que da cuenta de la percepción de habilidades y conocimientos por parte de los individuos, tiene un impacto altamente significativo dentro de la probabilidad de que un joven sea emprendedor. De esta manera ante aumentos en la autoconfianza la probabilidad de ser un joven emprendedor en Colombia aumenta. Los resultados de la hipótesis 5 están en línea con los argumentos de Fairlie (2002); Wilson, Kickul, y Marlino (2007); Lafuente, Vaillant & Gómez (2007); Olawale (2010); Capaldo (1997); Schiller & Crewson (1997); Henderson y Robertson (1999); Wilson, Marlino y Kickul (2004). La probabilidad de ser emprendedor aumenta en 6.7% al percibir tener las habilidades y conocimientos para emprender con respecto a no hacerlo.

La hipótesis 6 es rechazada, en la medida que el coeficiente que acompaña a la variable género (*Gender*) es el esperado, pero no tiene significancia dentro del modelo. Lo que va en concordancia con las tendencias nacionales en relación al cierre de brechas entre hombres y mujeres (Gómez et al., 2017).

Por otro lado, la hipótesis 7 se acepta, ya que los resultados arrojan que la presencia de un marco de referencia donde alguien cercano haya iniciado un emprendimiento (*Knowen19*) impacta significativa y positivamente la probabilidad de ser emprendedor por parte de los jóvenes (Blanchflower & Oswald, 1990; Schiller & Crewson, 1997; Lafuente, Vaillant & Gómez, 2007; Turker & Selcuk, 2008; Pihie, 2009; Olmos & Castillo, 2009). Esto puede deberse a que el contacto con otros emprendedores genera transferencias de conocimiento y habilidades basadas en la observación de las acciones de los otros emprendedores (Wood & Bandura, 1989). Por otra parte, la probabilidad de ser un joven emprendedor aumenta en promedio en 5.67% para que aquellos que cuentan con alguien cercano que haya iniciado una empresa con respecto a los que no.

Por último, la hipótesis 8 es rechazada. La percepción del emprendimiento como una buena alternativa de carrera (*Nbgood19*) no fue estadísticamente significativa; sin embargo, la percepción de resultar un alto estatus de los empresarios (*Nbstat19*) sí fue significativa estadísticamente, esto va en contraposición de las proposiciones de Shapero y Sokol (1982), quienes demuestran que las sociedades con una alta valoración del emprendimiento tenderán a tener más empresarios, lo que no es reafirmado de forma completa por los resultados de este estudio. Sin embargo, esto se puede explicar con los hallazgos de los estudios GEM, en donde se exponen los altos niveles de actividad emprendedora y la alta valoración social del emprendimiento en Colombia, lo que sugiere que los efectos positivos de esta percepción pueden desvanecerse en el tiempo (Gómez et al., 2019). Aún así, es necesario destacar que, de acuerdo con un informe del Organismo Internacional para Juventud en Iberoamérica OJI (2018), “la juventud registra una alta percepción de aprovechar oportunidades (64%) para iniciar un emprendimiento y manifiestan las ganas de iniciar un emprendimiento o negocios en los próximos tres años” (p. 81). Lo que significa que Colombia destaca como uno de los países donde los jóvenes tienen más intención de convertirse en emprendedores como consecuencia de los factores que se han descrito y analizado a lo largo de este trabajo.

7. Conclusiones.

En general, los resultados arrojados por el modelo son satisfactorios en el momento de explicar los posibles factores que determinan el emprendimiento juvenil en Colombia. Haciendo uso de las variables descriptivas utilizadas se concluye que la actitud de los jóvenes en Colombia en torno al emprendimiento, medida a través de las variables de autoconfianza, percepción de riesgo, percepción de oportunidades y valoración del emprendimiento como alternativa de carrera deseable, muestra una disposición positiva de éstos en relación con la iniciativa empresarial.

Los resultados sugieren una relación significativa y positiva entre la tasa de actividad empresarial juvenil y la autoconfianza, los modelos de referencia y la percepción de oportunidades, hecho que evidencia que estos condicionantes informales expresados por Douglas North, son claves para influenciar la iniciativa empresarial por parte de los jóvenes en Colombia. La variable educación no fue determinante para explicar la decisión de crear una empresa, lo que se explica por los fallos del sector educativo, en donde la formación se enfoca a formar empleados y no generadores de empleo e ingreso.

De la significancia de la variable independiente del modelo de referencia, al igual que de los resultados de significancia arrojados por la variable explicativa educación, podemos destacar que la evidencia empírica sustenta la teoría económica institucional planteada por North (1993a), en donde se esboza que los códigos de conducta, las tradiciones, las reglas y las costumbres son determinantes en las decisiones tomadas por los individuos en el momento de decidir un emprendimiento.

En este caso, la variable conocer “a alguien cercano que haya decidido ser parte de una iniciativa empresarial” como proxy de los modelos de referencia puede ser tomado por los jóvenes de Colombia como un código de conducta o una base reguladora; como bien lo explica Bruton, Ahlstrom & Li (2010) que, en ausencia de una normatividad, los jóvenes fijan directrices, influenciando las decisiones de hacer parte de actividades de creación de empresas. Por su parte, la variable educación puede ser tomada como un hábito o costumbre, que limita la capacidad de los jóvenes, afectando las acciones de éstos y la probabilidad de incorporación de los mismos en actividades empresariales.

Inesperadamente, variables como género y miedo al fracaso, no fueron significativas dentro del modelo, divergiendo de lo evidenciado en los estudios de Blanchflower y Meyer (1994), Blanchflower y Oswald (1998), Henderson (1999) y Wilson, Marlino y Kickul (2004), entre otros. En consideración de lo anterior, y siguiendo los preceptos teóricos de North (1993b) se puede concluir que las variables de miedo al fracaso, constituidas como condicionantes informales, pueden no ser vistas como una barrera que inflencie la probabilidad de ingreso de los jóvenes colombianos en actividades emprendedoras.

Así mismo, por los resultados del modelo de probabilidad binaria *Logit*, podemos concluir que los condicionantes definidos por el enfoque de North (1993a), de tipo informal como la autoconfianza, modelo de referencia y percepción de oportunidades (Blanchflower & Meyer, 1994; Blanchflower & Oswald, 1998; Schiller & Crewson, 1997, Fairlie, 2002; Delgado et al., 2007; Wilson, Kickul & Marlino, 2007; Lafuente, Vaillant & Gómez, 2007; Olawale, 2010; Capaldo, 1997) impactan mayormente la tasa de actividad empresarial de los jóvenes colombianos con respecto a los condicionantes de tipo formal; como el nivel de educación (Blanchflower & Meyer, 1994; Rasheed, 2000; Turker & Selcuk, 2008; Pihie, 2009; Montes & Siga, 2009; Capaldo, 1997).

Se sugiere, que dada la evidencia arrojada por la variable nivel de educación (alto incompleto) y la argumentación de North (1993a), sobre la importancia de la creación de limitaciones formales que ayuden a disminuir los costes de búsqueda de información, la mejoría de este condicionante formal junto a la creación de incentivos que forjen a las instituciones a promover el desempeño económico vía educación, puede ser clave para mejorar la iniciativa empresarial de los jóvenes colombianos y por ende impactar positivamente en el bienestar socioeconómico experimentado por éstos.

Finalmente, los resultados demuestran que los planteamientos de la teoría económica institucional sobre emprendimiento se ajustan a la evidencia empírica contrastada a través del modelo econométrico utilizado. Si bien la identificación de los factores determinantes del emprendimiento juvenil en Colombia es significativa (toda vez que permite la formulación de políticas dirigidas a este segmento poblacional), existen otros elementos institucionales que hacen probables el surgimiento de numerosas iniciativas, a cargo de una variedad de partes interesadas, centradas en fomentar el emprendimiento entre los jóvenes colombianos.

Agradecimientos

Este Artículo se realizó considerando la base de datos de Global Entrepreneurship Monitor, donde la Universidad del Norte es una de las instituciones fundadora para Colombia.

Referencias

- Acs, Z.J., & Amorós, J.E. (2008). Entrepreneurship and Competitiveness dynamics in Latin America. *Small Business Economics*, 31(3), 305-322. <https://doi.org/10.1007/s11187-008-9133-y>
- Akaike, H. (1973). Maximum likelihood identification of Gaussian autoregressive moving average models. *Biometrika*, 60(2), 255-265. <https://doi.org/10.2307/2334537>
- Aponte, M. (2002). *Factores condicionantes de la creación de empresas en Puerto Rico. Un enfoque institucional*. Tesis doctoral, Universidad Autónoma de Barcelona. <https://www.tdx.cat/handle/10803/3946#page=1>
- Arenius, P., & Minniti, M. (2005). Perceptual variables and nascent entrepreneurship. *Small Business Economics*, 24(3), 233-247. <https://doi.org/10.1007/s11187-005-1984-x>
- Baumol, W., Litan, R., & Schramm, C. (2009). *Good capitalism, bad capitalism, and the economics of growth and prosperity*. New Haven, CT: Yale University Press. <https://doi.org/10.1057/ces.2007.35>
- Blanchflower, D.G., & Meyer, B.D. (1994). A longitudinal analysis of the young self-employed in Australia and the United States. *Small Business Economics*, 6(1), 1-19. <https://doi.org/10.1007/BF01066108>
- Blanchflower, D., & Oswald, A. (1990). *What Makes a Young Entrepreneur?* Documento 373, London School of Economics - Centro de Economía Laboral.
- Blanchflower, D.G. (2004). *Self-employment: More may not be better*. Working Paper 10286. <http://www.nber.org/papers/w10286>
- Blanchflower, D.G., & Oswald, A.J. (1998). *Entrepreneurship and the youth Labour market problem: A report for the OECD*. Report to OECD, Paris.
- Bosma, N., Acs, Z.J., Autio, E., Coduras, A., & Levie, J. (2008). *Global entrepreneurship monitor. Executive report*. Global Entrepreneurship Research Association.
- Bosma, N., Schött, T., Terjesen, S.A., & Kew, P. (2016). *Global entrepreneurship monitor 2015 to 2016: Special report on social entrepreneurship*. Global Entrepreneurship Research Association. <http://www.gemconsortium.org>. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2786949>.
- Bruton, G.D., Ahlstrom, D., & Li, H.L. (2010). Institutional theory and entrepreneurship: Where are we now and where do, we need to move in the future? *Entrepreneurship theory and practice*, 34(3), 421-440. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6520.2010.00390.x>
- Canales, G.R., Román S.Y., & Ovando A.W. (2017). Emprendimiento de la población joven en México. Una perspectiva crítica. *Entreciencias: Diálogos en la sociedad del conocimiento*, 5(12). <http://dx.doi.org/10.21933/J.EDSC.2017.12.211>

- Capaldo, G. (1997). Entrepreneurship in southern Italy: empirical evidence of business creation by young founders. *Journal of Small Business Management*, 35(3), 86.
- Chigunta, F.J. (2002). *Youth entrepreneurship: Meeting the key policy challenges* (pp. 1-34). Washington, D.C.: Education Development Center.
- Coase, R.H. (1937). The nature of the firm. *Economica*, 4(16), 386-405.
- Delgado, M.I., Gómez M.L., Romero, M.A.M., & Vázquez, E. (2008). Determinantes sociales y cognitivos en el espíritu emprendedor: un estudio exploratorio entre estudiantes argentinos. *Cuadernos de Gestión*, 8(1), 11-24. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=274320547001>
- Fairlie, R.W. (2002). Drug dealing and legitimate self-employment. *Journal of Labor Economics*, 20(3), 538-537. <https://doi.org/10.1086/339610>
- Fatoki, O. O. (2010). Graduate entrepreneurial intention in South Africa: Motivations and obstacles. *International Journal of Business and Management*, 5(9), 87-98. <https://doi.org/10.5539/ijbm.v5n9p87>
- Formichella, M. (2004). *El concepto de emprendimiento y su relación con la educación, el empleo y el desarrollo local*. Buenos Aires, Argentina: Publicación INTA.
- Foster, R. (1986). *Innovation: The attacker's advantage*. New York: Summit Books, New York.
- Freytag, A., & Thurik, R. (2007). Entrepreneurship and its determinants in a cross-country setting. *Journal of Evolutionary Economics*, 17(2), 117-131. <https://doi.org/10.1007/s00191-006-0044-2>
- García, P.O. (2016). Actitud emprendedora de los jóvenes españoles en un contexto de crisis. *Revista de Ciencias Sociales*, 22(1), 139-152. <https://doi.org/10.31876/rcs.v22i1.24902>
- Global Entrepreneurship Monitor (GEM, 2016). *GEM Colombia 2016*. Universidad ICESI, Pontificia Universidad Javeriana de Cali, Universidad del Norte, Universidad EAN, Corporación Universitaria del Caribe, Universidad Cooperativa de Colombia de Bucaramanga.
- Global Entrepreneurship Monitor (GEM, 2019). *GEM Colombia 2019*. Universidad Icesi, Pontificia Universidad Javeriana de Cali, Universidad del Norte, Universidad EAN, Corporación Universitaria del Caribe, Universidad Cooperativa de Colombia de Bucaramanga, Corporación Universitaria Americana.
- Global Entrepreneurship Monitor (GEM, 2008). *GEM Executive Report, 2008*. Bosma, Z. J. Acs, E. Autio, A. Coduras, J. Levie, and Global Entrepreneurship Research Consortium (GERA). Babson College (Estados Unidos), Universidad del Desarrollo (Chile), London Business School (Reino Unido).
- Gómez, L., López, S., Hernández, N., Galvis, M., Parra, L.D., Matiz, F.J.,... & Martínez, P.C. (2019). *GEM Colombia: estudio de la actividad empresarial en 2017*. Universidad del Norte, Pontificia Universidad Javeriana de Cali, Universidad ICESI, Corporación Universitaria del Caribe-CECAR, Universidad Cooperativa de Colombia, Universidad EAN.
- Guzmán, M.T.E., Landín, G.A., & Saizarbitoria, I.H. (2007). Perfil emprendedor del alumnado universitario del campus de Gipuzkoa de la UPV/EHU. *Revista de Dirección y Administración de Empresas*, 14, 83-110.

- Hamilton, W.H. (1919). The institutional approach to economic theory. *The American Economic Review*, 9(1), 309-318.
- Henderson, R., & Robertson, M. (2000). Who wants to be an entrepreneur? Young adult attitudes to entrepreneurship as a career. *Career Development International*, 5(6), 279-287. <https://doi.org/10.1108/13620430010373755>
- Kantis, H. (2016). La promoción del emprendimiento juvenil: Su importancia para América Latina. *Pensamiento Iberoamericano*, 1, 120-130.
- Kirzner, I.M. (1973). *Competition and entrepreneurship*. Chicago: University of Chicago Press.
- Levesque, M., & Minniti, M. (2006). The effect of aging on entrepreneurial behavior. *Journal of Business Venturing*, 21(2), 177-194. <https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2005.04.003>
- Makua, A., Amigo, M.C., & del Valle, R.S.S. (2017). Relación entre las prácticas de ocio significativas de la juventud y el emprendimiento social.: El caso Think Big Jóvenes. OBETS: *Revista de Ciencias Sociales*, 12(1), 151-176. <https://doi.org/10.14198/OBETS2017.12.1.16>
- Martínez, P., Gómez, L., Ramos, J., Arteaga, M., & Caicedo, G. (2010). *Fémale Entrepreneurship in Colombia Vs Ecuador*, en espera para publicación.
- Maxwell, J.R. (2002, January). *Recommendations for connecting West African youth to entrepreneurship and small business through a multiple level strategy*. In United States Association for Small Business and Entrepreneurship International Conference Reno, Nevada USA.
- Ministerio de Educación Nacional. Ley 375 de Julio 4 de 1997. República de Colombia.
- Montes, G.V., & Siga, L. (2009). On the nature of micro-entrepreneurship: evidence from Argentina. *Applied Economics*, 41(21), 2667-2680. <https://doi.org/10.1080/00036840701335553>
- Montes, V.J. (2016). *Informe de emprendimiento juvenil en Colombia*. https://www.incae.edu/sites/default/files/reporte_nacional_final_-_colombia_final_corregido.pdf
- Nazri, M.A., Aroosha, H., & Omar, N.A. (2016). Examination of Factors Affecting Youths' Entrepreneurial Intention: A Cross-Sectional Study. *Information Management and Business Review*, 8(5), 14-24. <https://doi.org/10.22610/imbr.v8i5.1456>
- Nee, V., & Young, F.W. (1991). Peasant entrepreneurs in China's "second economy": an institutional analysis. *Economic Development and Cultural Change*, 39(2), 293-310. <https://doi.org/10.1086/451871>
- North, D.C. (1993a). *Instituciones, cambio institucional y desempeño económico*. Ciudad de México: Cambridge University Press y Fondo de Cultura Económico.
- North, D.C. (1993b). Institutions and credible commitment. *Journal of Institutional and Theoretical Economics (JITE)/Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*, 149(1), 11-23.
- North, D.C. (1994). Economic performance through time. *The American Economic Review*, 84(3), 359-368.
- Olmos, R., & Castillo, M. (2008). Factores explicativos sobre la actitud emprendedora de los estudiantes universitarios de la comunidad de Madrid España. In *Anais XIX Congreso*

- Latinoamericano y del Caribe sobre el Espíritu Empresarial*, Florianópolis, Brasil, 21 a 23 de octubre de 2008. Universidad ICESI. http://bibliotecadigital.icesi.edu.co/biblioteca_digital/handle/item/1902
- Organismo Internacional de Juventud para Iberoamérica (2018). *Emprendimiento Juvenil en Iberoamérica: una clave para la empleabilidad*. Madrid: Departamento de Comunicación.
- Parada, J.J. (2003). Economía institucional original y nueva economía institucional: semejanzas y diferencias. *Revista de Economía Institucional*, 5(8), 92-116.
- Pihie, Z.A.L., & Akmaliah, Z. (2009). Entrepreneurship as a career choice: An analysis of entrepreneurial self-efficacy and intention of university students. *European Journal of Social Sciences*, 9(2), 338-349.
- Rasheed, H. (2000). *Developing entrepreneurial potential in youth of entrepreneurial education and venture creation*. <http://www.usasbe.org/knowledge/proceedings/2001/063.pdf>.
- Sahasranamam, S., & Nandakumar, M. K. (2020). Individual capital and social entrepreneurship: Role of formal institutions. *Journal of Business Research*, 107, 104-117. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2018.09.005>
- Shah, I.A., Amjed, S., & Jaboob, S. (2020). The moderating role of entrepreneurship education in shaping entrepreneurial intentions. *Journal of Economic Structures*, 9(1), 1-15. <https://doi.org/10.1186/s40008-020-00195-4>
- Shapiro, A., & Sokol, L. (1982). *The social dimensions of entrepreneurship*. University of Illinois at Urbana-Champaign's Academy for Entrepreneurial Leadership Historical Research Reference in Entrepreneurship.
- Schiller, B.R., & Crewson, P.E. (1997). Entrepreneurial origins: A longitudinal inquiry. *Economic inquiry*, 35(3), 523-531.
- Schoof, U. (2006). *Stimulating Youth Entrepreneurship: Barriers and incentives to enterprise start-ups by young people*. International Labour Organization.
- Schumpeter, J. (1942). *Capitalismo, socialismo y democracia*. Barcelona: Ed. Folio.
- De Soto, H. (2000). *The mystery of capital: Why capitalism triumphs in the West and fails everywhere else*. Basic Books.
- Thomas, M.K. (2009). The impact of education histories on the decision to become self-employed: a study of young, aspiring, minority business owners. *Small Business Economics*, 33(4), 455-466.
- Turker, D., & Selcuk, S.S. (2009). Which factors affect entrepreneurial intention of university students? *Journal of European industrial training*, 33(2)142-159. <https://doi.org/10.1108/03090590910939049>
- UNECE (2003). *Youth in the UNECE Region: Realities. Challenges and Opportunities*. Geneva: United Nations. Economic Commission for Europe.
- Urbano D., Diaz, J., & Hernández, R. (2007). Evolución y principios de la Teoría Económica Institucional. Una propuesta de aplicación para el análisis de los factores condicionantes de la Creación de Empresas. *Investigaciones Europeas de Dirección y Economía de la Empresa*, 13(3), 183-198.

- Urrea, F., Arango, L., Dávila, C., & Parada, J. (2017). *Innovación y Cultura de las Organizaciones en tres regiones de Colombia*. Bogotá: Tercer Mundo, Corpocalidad y Colciencias.
- Vaillant, Y., Gómez, E., & Lafuente, E. (2011). *El impacto de factores socio-culturales sobre la actividad emprendedora de los jóvenes en España*. Cali: Universidad ICESI.
- Veciana, J.M. (1988). Empresario y proceso de creación de empresas. *Revista Económica de Cataluña*, 8, 2-34.
- Vergés, J.M.V. (1999). Creación de empresas como programa de investigación científica. *Revista Europea de Dirección y Economía de la empresa*, 8(3), 11-36.
- Wilson, F., Kickul, J., & Marlino, D. (2007). Gender, Entrepreneurial Self-Efficacy, and Entrepreneurial Career Intentions: Implications for Entrepreneurship. *Education, Entrepreneurship Theory and Practice*, 31(3), 387- 406.
- Wilson, F., Marlino, D., & Kickul, J. (2004). Our entrepreneurial future: Examining the diverse attitudes and motivations of teens across gender and ethnic identity. *Journal of Developmental Entrepreneurship*, 9(3), 177-197.
- Wood, R., & Bandura, A. (1989). Impact of conceptions of ability on self-regulatory mechanisms and complex decision making. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56(3), 407-415. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.56.3.407>
- Yañez, R.C., & Escareño, M.R. (2020). Política pública de fomento al emprendimiento juvenil para el desarrollo local en el municipio de Colima 2009-2013. *SAPIENTIAE*, 5(2), 328-342.

ANEXOS

ANEXO 1. MODELO PROBIT.

Modelo Probit						
TEA	COEF.	STD. ERR.	Z	P > Z	[95% CONF. INTERVAL]	
<i>Suskil19</i>	.5396641	.1276296	4.23	0.000	.2895147	.7898136
<i>Opport19</i>	.0550977	.1134298	0.49	0.627	-.1672206	.2774161
<i>Knowen19</i>	.7028334	.1607141	4.37	0.000	.3878395	1.017827
<i>Fairfail19</i>	-.5665512	.1589399	-3.56	0.000	-.8780677	-.2550348
<i>Nbstat19</i>	.2727901	.1053988	2.59	0.010	.0662123	.4793679
<i>Nbgood19</i>	-.0925721	.09989	-0.93	0.354	-.2883529	.1032087
<i>Gender</i>	-.0117974	.1435466	-0.08	0.934	-.2931436	.2695488
<i>Cohhinc</i>						
<i>Between 1 and 2 SMMLV</i>	.1738234	.2334507	0.74	0.457	-.2837315	.6313783
<i>More than 2 SMMLV and less</i>	.033035	.2656766	0.12	0.901	-.4876816	.5537516
<i>More than 3 SMMLV and less</i>	-.2473708	.3041832	-0.81	0.416	-.8435588	.3488173
<i>More than 4 SMMLV and less</i>	-.3194129	.4210098	-0.76	0.448	-1.144577	.5057511
<i>More than 5 SMMLV and less</i>	.4806355	.6847351	0.70	0.483	-.8614206	1.822692
<i>Coreduc</i>						
<i>Completed Secondary</i>	.2462937	.2948532	0.84	0.404	-.331608	.8241954
<i>Full Technician</i>	.5146466	.3190658	1.61	0.107	-.1107109	1.140004
<i>Technological Complete</i>	.7925398	.3624594	2.19	0.029	.0821324	1.502947
<i>Full University</i>	.5398491	.3828438	1.41	0.159	-.2105109	1.290209
<i>Postgraduate (Specializat)</i>	-.2196999	.8406275	-0.26	0.794	-1.867299	1.4279
<i>Constant.</i>	-1.793626	.4056266	-4.42	0.000	-2.588639	-.998612

Modelo Logit						
Model	Obs	Ll (null)	Ll (model)	df	AIC	BIC
.	463	-262.804	-2.178.113	18	4.716.227	5.461.017

Modelo Probit						
Model	Obs	Ll (null)	Ll (model)	df	AIC	BIC
.	463	-262.804	-2.179.239	18	4.718.479	546.327

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 2. BONDAD DE AJUSTE (H-L) DEL MODELO LOGÍSTICO.

Logistic model for TEA, goodness-of-fit test	
(Table collapsed on quantiles of estimated probabilities)	
number of observations =	463
number of groups =	10
Hosmer-Lemeshow chi2(8) =	5.20
Prob > chi2 =	0.7361

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 3. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO LOGÍSTICO.

Specification link test for single-equation models						
TEA	Coef.	Std. Err.	z	P > z	[95% Conf. Interval]	
<i>_hat</i>	1.040633	.24475	4.25	0.000	.5609313	1.520334
<i>_hatsq</i>	.0184331	.0947205	0.19	0.846	-.1672157	.2040819
<i>_cons</i>	.0042112	.1571768	0.03	0.979	-.3038496	.3122721

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 4. VIF DEL MODELO LOGÍSTICO.

VARIABLES	VIF	1/VIF
<i>Suskil19</i>	1.71	0.585241
<i>Opport19</i>	1.44	0.694541
<i>Knowen19</i>	2.87	0.349024
<i>Fairfail19</i>	1.65	0.605145
<i>Nbstat19</i>	1.53	0.654275
<i>Nbgood19</i>	1.53	0.655283
<i>Gender</i>	7.92	0.126209
<i>Cohhinc</i>		
<i>2</i>	4.55	0.219586
<i>3</i>	2.44	0.410003
<i>4</i>	2.03	0.493500
<i>5</i>	1.45	0.689728
<i>6</i>	1.14	0.878087
<i>Coreduc</i>		
<i>4</i>	5.76	0.173591
<i>6</i>	2.80	0.356698
<i>8</i>	1.94	0.514977
<i>10</i>	1.79	0.557862
<i>11</i>	1.22	0.819266
<i>Mean VIF</i>	2.57	

Fuente: Elaboración propia.



La relación entre el gobierno corporativo y la valoración, apalancamiento y desempeño financiero en Colombia

MENESES CERÓN, LUIS ÁNGEL

Universidad Cooperativa de Colombia

Correo electrónico: luis.menesesc@campusucc.edu.co

CARABALÍ MOSQUERA, JAIME ANDRÉS

Universidad ICESI (Colombia)

Correo electrónico: jacarabali@icesi.edu.co

PÉREZ PACHECO, CAMILO ANDRÉS

Universidad Nacional Abierta y a Distancia (Colombia)

Correo electrónico: camiloa.perez@unad.edu.co

RESUMEN

La literatura financiera y la evidencia empírica en los mercados globales señalan que aquellas compañías que gestionan adecuadamente sus grupos de interés fortalecen y divulgan sus políticas de gobierno corporativo, alcanzan mayor efectividad en su funcionamiento institucional. En el contexto de un mercado emergente, este artículo estudia la relación de la calidad de las prácticas de gobierno corporativo con la valoración, apalancamiento y desempeño financiero de empresas colombianas durante el periodo 2008-2018. A partir de la teoría de la dependencia de recursos y de agencia se establecen predicciones sobre las relaciones entre las variables de interés. Se examinaron empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Colombia y se empleó un índice de Bloomberg para medir la calidad de las prácticas de gobierno corporativo. Se utilizaron modelos de regresión en un panel de datos no balanceado incluyendo efectos fijos de tiempo y empresa. Los resultados indican que existe una relación positiva entre el índice de gobierno corporativo y las medidas de valoración y desempeño financiero de las empresas, y negativa frente a la medida de apalancamiento total. Estos resultados revelan que las buenas prácticas de gobierno corporativo conllevan un mejor funcionamiento al interior de las empresas, lo que se refleja en una mejor performance en el mercado a través del tiempo.

Palabras clave: gobierno corporativo, valoración, apalancamiento financiero, desempeño corporativo, COLCAP.

Clasificación JEL: G10; GQ5; G30; G34.

MSC2010: 97M30.

Artículo recibido el 6 de enero de 2020 y aceptado el 25 de febrero de 2021.

The relationship between corporate governance, valuation, leverage and financial performance in Colombia

ABSTRACT

Financial literature and empirical evidence in global markets indicate that those companies that adequately manage their stakeholders, strengthen and disclose their corporate governance policies, achieve greater effectiveness in their institutional operation. In the context of an emerging market, this article studies the relationship between the quality of corporate governance practices and the valuation, leverage and financial performance of Colombian companies during the period 2008-2018. Based on the theory of resource and agency dependency, predictions are established about the relationships between the variables of interest. Companies listed on the Colombian Stock Exchange were examined and a Bloomberg index was used to measure the quality of corporate governance practices. Regression models were used on an unbalanced data panel including time and company fixed effects. The results indicate that there is a positive relationship between the corporate governance index and the financial performance and valuation measures of companies, and a negative relationship with the total leverage measure. These results reveal that good corporate governance practices lead to better functioning within companies, which is reflected in a better performance in the market over time.

Keywords: corporate governance, valuation, financial leverage, corporate performance, COLCAP.

JEL classification: G10; GQ5; G30; G34.

MSC2010: 97M30.



1. Introducción.

La evidencia empírica en los mercados competitivos globales sugiere que, aquellas compañías que gestionan adecuadamente sus grupos de interés fortalecen y divulgan sus políticas de gobernanza, logran una mayor efectividad institucional. En este sentido, el estudio del gobierno corporativo y su efecto en el desempeño de la empresa, en mercados desarrollados y emergentes, se ha convertido en una preocupación recurrente para los académicos e investigadores en el campo de la gestión y las finanzas corporativas.

El gobierno corporativo se concibe como un sistema de gestión, que considera optimizar las prácticas directivas en las organizaciones, esperando mejorar la confianza en los grupos de interés, y así, los resultados a futuro (Méndez & Rivera, 2015). Con base en esta noción, Castro y Cano (2004) señalan que el objetivo central de la teoría del gobierno corporativo es incrementar la confianza de los interesados y eliminar las gestiones fraudulentas de las organizaciones. Esto es posible gracias a los nuevos modelos de gestión corporativos y a los efectos de la divulgación de la información, ya que, al ser un principio fundamental, hace que estos grupos de interés realicen seguimientos y control en el desempeño de las organizaciones (Acero & Alcalde, 2012).

Las prácticas de gobierno corporativo aportan una solución a la crisis de confianza que se percibe en las diferentes organizaciones, tanto a nivel público como privado. El objetivo de éstas es asegurar la buena administración de los recursos para proteger los derechos de los grupos de interés. Un grupo de interés (*stakeholder* como se conoce en inglés) lo componen las personas, organizaciones o empresas que tiene interés en la compañía. Los grupos de interés lo componen los trabajadores, accionistas, clientes, proveedores, organizaciones gubernamentales que se encuentren vinculadas, u otro tipo de colectivos civiles. Para ello, se genera una dinámica interna que analiza la estructura organizacional, las políticas y división de funciones, las directrices estratégicas, la administración de riesgos, el manejo de información, reportes y la infraestructura tecnológica para que las políticas de gestión sean más influyentes tanto en la organización como en el entorno (Méndez & Rivera, 2015).

En los últimos años, la literatura gerencial ha centrado su atención en las prácticas de gobierno corporativo, considerándolo un elemento fundamental de los estudios de la teoría de la empresa. Esto se debe a que su dinámica provee a los directivos y accionistas de mecanismos que permiten diseñar normas encaminadas a la minimización de conflictos de interés, y la consecuente mejora y transparencia en la toma de decisiones, lo que se traduce en una mejora del desempeño empresarial a largo plazo (Escobar et al., 2016). En esta misma línea, Paz (2004) sostiene que las reglas de buen gobierno pueden ser una pieza fundamental para incrementar el valor bursátil de las empresas y, por consiguiente, reducir sus costes de capital y ensanchar en términos de tamaño, profundidad y liquidez las bases del mercado de capitales. La experiencia internacional en la materia permite predecir, además, que la velocidad de implantación del buen gobierno es directamente proporcional a la intensidad de la convicción de los emisores acerca de su rentabilidad. Por otra parte, la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OECD, 2004) resalta que el buen gobierno corporativo es un elemento crucial en la búsqueda del crecimiento económico en regiones con economías emergentes como Latinoamérica. Las economías emergentes dependen del sector privado como un vehículo eficiente para la creación de bienestar, que está subordinado al incremento de las inversiones, la eficiencia del mercado de capitales y el desempeño de las empresas.

Ahora, si bien es claro que existen múltiples investigaciones sobre gobernanza a nivel de mercados desarrollados, dichas relaciones en el contexto propio de los mercados emergentes no se han investigado lo suficiente. En estas economías la dinámica empresarial, vigilancia institucional de los mercados y su tamaño, hacen que el patrón de regulación o autorregulación sea muy heterogéneo. En Latinoamérica, Brasil es el mercado que evidencia los mayores avances, dado que posee instituciones enfocadas en estimular y canalizar el interés por formar mejores criterios de buen gobierno corporativo. Otra experiencia relevante es el caso de México, que ha desarrollado numerosos códigos corporativos. Además, ha establecido una amplia legislación para empresas estatales y privadas que cotizan o no en la Bolsa Mexicana de Valores. En Colombia, la discusión sobre la gobernanza revela

un notorio desarrollo en las últimas dos décadas gracias a tres hechos sustanciales: la expedición de la Resolución 275 de mayo de 2001, la Ley 964 de 2005 y el establecimiento del Proyecto Código País. Estas legislaciones han recibido el apoyo del Gobierno Colombiano, por intermediación del Ministerio de Hacienda y Crédito Público y la Superintendencia Financiera, articulado con la Bolsa de Valores de Colombia y otras entidades privadas (Oneto & Nuñez, 2015).

Bajo este contexto, el presente estudio busca ahondar en esta dinámica organizacional y determinar la relación entre el índice de gobernanza y el desempeño de la empresa en un mercado emergente. Para ello, se realiza un análisis con datos de empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Colombia y hacen parte del índice bursátil COLCAP. Para medir la calidad de la gobernanza se utiliza un índice de gobierno corporativo diseñado y calculado por Bloomberg. Para establecer las relaciones teóricas que existen entre estas variables utilizamos los marcos definidos por tres corrientes dominantes: la teoría de la agencia (Jensen & Meckling, 1976), la teoría de la dependencia de los recursos (Pfeffer & Salancik, 2003) y la teoría del gobierno corporativo bajo condiciones de incertidumbre (Holmstrom, 1979). La combinación de estas perspectivas permite configurar una visión holística y crítica de la relación entre la estructura de gobierno corporativo y el desempeño de la empresa en el ámbito del mercado colombiano.

A nuestro conocimiento, este documento es el primer estudio que hace uso de índices corporativos de Bloomberg que miden gobernanza, con una estructura de análisis de panel de datos no balanceados, para la estimación de la relación gobierno-desempeño, aplicado al caso de Colombia. Este artículo se divide en cinco secciones. La segunda sección presenta la revisión de la literatura y establece las relaciones teóricas que se predicen de las tres perspectivas que utilizamos. La tercera sección contiene los aspectos metodológicos y la estrategia econométrica. Posteriormente, en la cuarta se presentan los resultados y en la quinta se culmina con las conclusiones del estudio.

2. Revisión de literatura.

En los últimos años, la literatura financiera ha centrado su atención en las prácticas de gobierno corporativo, considerándolo un elemento fundamental de los estudios de la teoría de la empresa. Las buenas prácticas de gobierno corporativo proveen a los directivos y accionistas de mecanismos que permiten diseñar y establecer normas encaminadas a la minimización de conflictos de interés y la consecuente mejora y transparencia en la toma de decisiones. Estos son factores que se traducen en un mejoramiento del desempeño empresarial y que se sustentan en la teoría de la agencia (Escobar et al., 2016). Con relación a la dependencia de recursos, debido a su escasez y ubicuidad, los recursos que una empresa necesita no pueden ser completamente producidos internamente. Eso implica que, necesariamente, las empresas deben establecer relaciones con otras para operar. Dado que la distribución de la propiedad de los recursos es asimétrica, las empresas establecen relaciones contractuales con un conjunto preferencial de empresas. Estas relaciones contractuales pueden fomentar un determinado tipo de gobernanza corporativa y, consecuentemente, cambios en el desempeño de la empresa. Ahora, si bien es claro que existen múltiples investigaciones sobre gobernanza a nivel de mercados desarrollados, es necesario que, a través de la academia, se continúe explorando dichas relaciones en el contexto propio de un mercado emergente como el colombiano. En esta sección se describe la forma en la que los trabajos más relevantes han abordado esta cuestión. Destacamos una amplia variedad de trabajos aplicados a diferentes regiones del mundo.

Brown y Caylor (2004) diseñaron una medida gobierno corporativo, Gov-Score, compuesta de 51 factores que abarcan ocho categorías de gobierno corporativo: auditoría, junta de directores, estatutos, educación de directores, compensación de ejecutivos y directores, propiedad, prácticas progresivas y estado de incorporación. Calcularon la medida de gobernanza para 2327 empresas individuales, utilizando datos obtenidos del Institutional Shareholder Services (ISS) para Estados Unidos. Posteriormente, relacionaron Gov-Score con el desempeño operativo, la valoración y el pago a los accionistas, encontrando que las empresas mejor gobernadas son relativamente más rentables, más valiosas y pagan más dividendos a sus accionistas.

Haynes y Hillman (2010) sostienen que el valor de los recursos gerenciales reside en el capital humano y social de todos los miembros del equipo gerencial. Por una parte, el capital humano consta de elementos como la experiencia, el conocimiento, la reputación y las habilidades de los miembros del equipo directivo, mientras que, por otra, el capital social se refiere a la red relevante que podría utilizarse en beneficio de una empresa en aras de aprovechar oportunidades en diferentes contextos. Por consiguiente, este estudio examinó el efecto de amplitud y profundidad del capital de la junta sobre las decisiones de cambio estratégico, a saber, variación y desviación estratégicas. En esa línea de análisis, la variación estratégica estuvo soportada sobre seis ratios de asignación de recursos de alta incidencia sobre el desempeño empresarial. A la postre, su hallazgo central coincide, al señalar que el capital de la junta es un recurso útil para empresas, con la amplitud de conocimientos, experiencias y lazos sociales que brindan la oportunidad a las empresas para desviarse de las estrategias anteriores y de normas estratégicas de la industria.

Posteriormente, Iqbal et al. (2019) examinaron la relación entre el gobierno corporativo y el desempeño financiero de instituciones de micro-finanzas (IMF) en Asia. Emplearon un conjunto de datos de panel con 173 entidades, abarcando 18 países asiáticos para el período 2007-2011. Construyeron un índice de gobierno corporativo basado en siete medidas relacionadas con el tamaño y la composición del directorio, las características del CEO y el tipo de propiedad. Posteriormente, estimaron la relación bidireccional entre este índice y cada uno de cinco indicadores de desempeño financiero diferentes. De esa forma, identificaron que la rentabilidad y la sostenibilidad de las IMF tiende a mejorar con las prácticas de buen gobierno. Adicionalmente, encontraron que las IMF más rentables y sostenibles tienen mejores sistemas de gobierno.

Por otra parte, Mertzanis et al. (2019) examinaron el impacto de las instituciones sociales, el gobierno corporativo específico de la empresa y las características de propiedad en el desempeño de la empresa en los países del Medio Oriente y el norte de África (Región MENA). En el análisis utilizaron un conjunto de datos financieros y de gobierno de 225 empresas que cotizan en las bolsas de valores de 11 países de la región MENA para el período 2007-2017. Luego, aplicaron modelos de regresión para probar las hipótesis de investigación. Este estudio sugiere que la relación entre el gobierno corporativo y el desempeño de la empresa depende de la medición utilizada. Sus resultados también mostraron que algunas características específicas de la empresa, como el tamaño de la junta directiva y la propiedad interna e institucional, los niveles de apalancamiento y liquidez son indicadores sólidos del desempeño de la empresa. Sin embargo, si se considera el impacto en la contabilidad y otras medidas de desempeño basadas en el mercado, los resultados no son concluyentes.

Otro conjunto de estudios relacionados con el gobierno corporativo y la teoría de la empresa se han enfocado en aspectos diferentes al desempeño económico. Chang et al. (2014) se enfocaron específicamente en estudiar los efectos de la calidad del gobierno corporativo en la velocidad de ajuste hacia una estructura de capital óptima. Este estudio consideró paralelamente dos efectos de la deuda que se derivan de la teoría de la agencia: la defensa de la adquisición y los efectos disciplinarios de la deuda en la velocidad de ajuste a la estructura de capital óptima. La investigación se enfocó en empresas estadounidenses y abarcó el período 1993-2009. La muestra final incluyó 4297 observaciones por año y se observó cada firma durante al menos dos años consecutivos. Los resultados muestran que el gobierno corporativo tiene un efecto relevante en la velocidad de ajuste de la estructura de capital. En consecuencia, las empresas con gobernanza débil y sobre-endeudadas se ajustan más lentamente hacia el apalancamiento objetivo, en comparación con sus contrapartes de gobernanza fuertes. Esto implica que, las empresas con gobierno débil enfrentan más amenazas de adquisición, tienen menos probabilidades de disminuir el apalancamiento financiero y la deuda total. Así pues, el gobierno corporativo parece ser una herramienta efectiva para mitigar el problema de agencia en el uso de la deuda.

En esta misma línea, Bhagat et al. (2011) profundizaron en el estudio de los efectos de las características del administrador en la estructura del capital de la empresa. Los autores desarrollaron un modelo microeconómico estructural que incluyó empresas globales con datos disponibles en Compustat, ExecuComp, Centro de Investigación de Responsabilidad del Inversor (IRRC) y Centro de Investigación en Precios de Seguridad (CRSP), durante el período 1993-2007. Evaluaron el papel

de los contratos óptimos del administrador a través de valores financieros que conducen a una estructura de capital dinámica, que refleja los efectos de los impuestos, los costos de bancarrota y los conflictos de la agencia entre el administrador y los accionistas. Identificaron que la deuda a largo plazo disminuye con la capacidad del administrador, la participación accionaria interna y el riesgo a largo plazo de la empresa, pero aumenta con su nivel de riesgo a corto plazo. Además, la deuda a corto plazo disminuye con la capacidad del gerente, aumenta con su participación en el capital y disminuye con el riesgo a corto plazo. En esta misma línea asociada a la estructura de capital, Bae et al. (2011) investigaron la relación que ésta guarda con un índice corporativo de tratamiento a los empleados. La muestra estuvo integrada por empresas que cotizan en bolsa en Estados Unidos entre 1991 y 2007, cubiertas por la Base de datos Sócrates KLD. Encontraron que las compañías que tratan a sus empleados de manera justa mantienen bajos índices de apalancamiento. Este resultado fue robusto a una variedad de especificaciones de modelos y problemas de endogeneidad.

Evidencia para países del sur de Asia ha sido recolectada por Buvanendra et al. (2017). Los autores exploraron los determinantes más importantes de la velocidad de ajuste hacia la estructura de capital óptima de las empresas que cotizan en Sri Lanka e India para el período 2003 a 2013. Un total de 90 empresas que cotizan en la Bolsa de Valores de Colombo (CSE) hicieron parte de la muestra y fueron elegidas en función de la coherencia y disponibilidad de datos. Las empresas de los sectores de banca, finanzas, seguros y servicios públicos fueron eliminadas debido a su naturaleza financiera y comercial. Se empleó un análisis de datos panel para estudiar los factores que influyen en la velocidad de ajuste. Fueron escogidos cinco factores específicos de la empresa (rentabilidad, tamaño, crecimiento, tangibilidad y escudo fiscal) y cinco variables de gobierno corporativo (tamaño de la junta directiva, dualidad del CEO, compensación, propiedad familiar, porcentaje de ejecutivos no directores). Los autores encontraron que la velocidad de ajuste de las relaciones de apalancamiento varía con el tamaño de la brecha de apalancamiento de la empresa, su flujo de caja operativo, su mecanismo de gobierno, su acceso a los mercados de capital y algunos elementos relacionados con las condiciones del mercado. También identificaron que los comportamientos de ajuste de las empresas dependen del país, ya que las empresas de Sri Lanka experimentaron un ajuste más rápido de la estructura de capital que las empresas indias.

Los anteriores trabajos muestran evidencia a nivel internacional de los beneficios económicos y financieros asociados a un buen ejercicio de la gobernanza corporativa. Estos resultados van en línea con nuestro objetivo asociado a medir la existencia de estos beneficios para el caso de las empresas colombianas. Estos beneficios tienen un sustento teórico que recae en la teoría de agencia y la dependencia de recursos, que son corrientes dominantes en el ámbito del gobierno corporativo. A nivel de Latinoamérica y Colombia la evidencia recolectada es relevante. Da Silva y Leal (2005) investigaron la relación entre la calidad de las prácticas de gobierno corporativo de una empresa con su valoración y desempeño, a partir de la construcción de un índice de gobierno corporativo para cada empresa que cotizan en la Bolsa de Valores de Sao Paulo (Bovespa). La muestra final del estudio estuvo integrada por 131 empresas, con información para los años 1998 a 2002. Emplearon análisis de datos de panel y permitieron flexibilidad en la modelación de las diferencias en el comportamiento de las empresas a lo largo del tiempo. Los resultados indicaron que menos del 4 % de las empresas brasileñas presentaban buenas prácticas de gobierno corporativo, y que las compañías con mejor gobierno corporativo evidenciaban un desempeño financiero significativamente mayor. Análogamente, identificaron la existencia de una relación positiva entre la Q de Tobin y las mejores prácticas de gobierno corporativo, no obstante, los resultados no fueron estadísticamente significativos.

A nivel de Colombia, Cortés (2013) examinó la aplicación de las prácticas de gobierno corporativo, definidas en el código de mejores prácticas corporativas (Código País), en los emisores de la Bolsa de Valores de Colombia (BVC) durante el periodo 2007-2011. El objetivo de este trabajo fue determinar si existía alguna relación entre la aplicación de dichas prácticas y el monto demandado de títulos valores por los participantes del mercado. Para tal fin, seleccionó 49 emisores de valores que realizaron 116 procesos de emisión de bonos o acciones y procesó las variables a través de dos modelos de regresión. Al respecto, encontró evidencia que soporta la existencia de una relación entre

la aplicación de prácticas de gobierno corporativo y el monto total demandado por los inversionistas en el mercado. Esta relación es significativa y ha evolucionado positivamente, principalmente, en los emisores no financieros. Igualmente, identificó que las prácticas de gobierno corporativo relacionadas con la junta directiva ejercen mayor influencia en la demanda de activos financieros; sin embargo, son aplicadas en menor medida por los emisores nacionales.

Con relación a indicadores de desempeño de las empresas colombianas, Benavides y Mongrut (2010) estudiaron los efectos sobre el desempeño contable y las decisiones de financiación de las empresas colombianas después de formular un código de gobierno corporativo. Para ello, estructuraron una base de datos con información de 43 emisores colombianos para el periodo 1997 a 2006. Posteriormente, a partir de un análisis de panel de datos no balanceado evaluaron las hipótesis de mejor desempeño y mayor apalancamiento después de emitir un código. Al respecto, encontraron que el rendimiento de los activos de las empresas después de la introducción del código mejora en más del 1%. Además, identificaron que el apalancamiento de las empresas aumentó en más del 5%. Dichos resultados sugieren que la introducción de un código de gobierno corporativo es una medida efectiva para fomentar el desempeño de las empresas en los mercados financieros.

A partir de los resultados de los anteriores trabajos, y en consonancia con la literatura financiera existente, se pueden establecer tres predicciones teóricas. La dirección de las relaciones que se establecen en las predicciones se formula con base en lo que se espera de la teoría de la agencia y la dependencia de recursos. Por ello, se definieron las siguientes hipótesis de investigación:

1. Una mayor calidad de la gobernanza corporativa implica un mejor desempeño financiero de la empresa.
2. Una mayor calidad de la gobernanza corporativa está asociada a un mayor valor de mercado de la empresa.
3. Una mayor calidad de la gobernanza corporativa está asociada con menores niveles de endeudamiento (total o financiero) de la empresa.

En la siguiente sección se muestra la forma en la que, empíricamente, se contrastan cada una de estas hipótesis. En la Sección 4 se presentan los resultados encontrados.

3. Metodología.

El presente estudio es un caso de aplicación de la teoría de las finanzas corporativas al estudio de la relación entre el gobierno corporativo, el desempeño de la empresa, su valoración y apalancamiento financiero para firmas que operan en el mercado colombiano. Este se desarrolla específicamente para el caso de compañías colombianas que cotizan en Bolsa y hacen parte del índice bursátil COLCAP. COLCAP es el índice bursátil de referencia de la Bolsa de Valores de Colombia desde enero de 2008 y está compuesto por las 20 acciones más comercializadas en el mercado (Meneses & Pérez, 2020).

Los datos del estudio se obtuvieron de la plataforma financiera Bloomberg, que recoge datos ambientales, sociales y de gobernanza de compañías que cotizan en bolsa a nivel mundial y, específicamente, para todas las empresas listadas en la Bolsa de Valores de Colombia. La información respectiva de las empresas corresponde a datos anuales entre 2008 y 2018, con fecha de corte a 31 de diciembre.

Para Durst et al. (2019) el análisis y medición del desempeño organizacional es esencial para la supervivencia y el éxito organizacional y, en consecuencia, se espera que todo tipo de organizaciones evalúen las acciones tomadas por los gerentes o directivos. Bajo esa línea de análisis, medir el desempeño proporciona a las organizaciones la retroalimentación necesaria respecto tanto a la eficiencia como a la efectividad de sus actividades, operaciones y esfuerzos y, por lo tanto, pueden

en el futuro llevar a cabo decisiones más informadas y con menor riesgo. Ahora, está claro que, dependiendo de la organización, el desempeño organizacional puede abarcar elementos tales como servicio al cliente, la administración de costos, el nivel de calidad, la productividad, el desempeño de la administración de activos y el valor de mercado, entre otros (Navimipour et al., 2018). De conformidad con Powell (1992) se asocia el desempeño a la rentabilidad (ROE y ROA) y a partir de Meneses y Macuacé (2011) se incorpora también, el apalancamiento financiero.

Para medir la calidad de la gobernanza se usó un índice de gobierno corporativo diseñado y calculado por Bloomberg, siguiendo la metodología de Da Silva y Leal (2005). Este se denomina el Índice de Gobierno Corporativo (GDS). De acuerdo con Huber et al. (2017) la métrica utilizada por Bloomberg para calcular el desempeño de gobernanza se consolida en el índice GDS; éste toma en cuenta 7 dimensiones de análisis (Remuneración, Independencia, Auditoría, Derechos de los accionistas, Diversidad de la junta directiva, Atrincheramiento y Overboarding) para cada empresa en todas las industrias por medio de una encuesta patentada de datos corporativos, permitiendo realizar un análisis objetivo frente al comportamiento interno de las diversas partes involucradas.

3.1. Definición de las Variables.

La Tabla 1 presenta la definición de las variables utilizadas en este documento. Como variables dependientes tenemos: la rentabilidad de los activos (ROA), la rentabilidad del patrimonio (ROE), el valor de la empresa medido por la Q de Tobin y el nivel de apalancamiento de las empresas (total y financiero). La variable independiente de interés es la calidad en la gobernabilidad de las empresas, aproximado mediante el índice GDS. Adicionalmente, se incluyen algunos controles: las ventas totales (en logaritmos), el margen neto (en porcentaje), la tangibilidad de los activos (en porcentaje) y la deuda financiera de las firmas (en porcentaje).

Tabla 1. Definición de las variables.

VARIABLES	
Descripción	Desempeño
ROA	Utilidad neta sobre los activos
ROE	Utilidad neta sobre el patrimonio
Valoración	
Q de Tobin	Capitalización bursátil más pasivos financieros, sobre el patrimonio
Endeudamiento	
Endeudamiento financiero	Pasivos financieros sobre la suma del patrimonio y los pasivos financieros
Endeudamiento total	Pasivo total sobre activo total
Gobierno Corporativo	
GDS	Índice de gobierno corporativo
Controles	
Tamaño	Logaritmo de las ventas totales (millones de COP\$)
Tangibilidad	Activos tangibles sobre los activos totales
Margen sobre ventas	Utilidad neta sobre ventas totales

Fuente: Elaboración propia.

3.2. Modelo econométrico.

La primera hipótesis a contrastar en este documento consiste en que una mejor calidad de la gobernanza corporativa en las empresas implica un mayor desempeño. Para esto, siguiendo a Da Silva

y Leal (2005) y Benavides y Mongrut (2010), se utiliza la especificación econométrica presentada en la ecuación 1. $Perform_{it}$ representa el índice de desempeño financiero de la empresa i en el momento t , aproximado mediante ROA o ROE, I_{it} representa el índice de gobernanza para una empresa i en el momento t , aproximado mediante GDS, x_{it} es un vector de controles (tamaño, tangibilidad y margen neto a nivel de empresa), u_{it} un término de perturbación aleatoria. α_0 , β y γ son parámetros para estimar. La significancia estadística y magnitud del parámetro β revelará el impacto de I sobre el desempeño de la empresa. Además de los controles mencionados, tal como se hace en Benavides y Mongrut (2010), se deberían tener en cuenta los diversos choques agregados que pueden afectar de manera más o menos homogénea a las empresas, tales como el nivel de actividad económica del país (PIB), la inflación, tasa de cambio, etc. Para esto, en la ecuación 2, se incluyen efectos fijos de tiempo (v_t), con lo cual, se estaría controlando por cualquier factor que varíe a través del tiempo, pero no varíe entre empresas.

$$Perform_{it} = \alpha_0 + \beta I_{it} + x'_{it}\gamma + u_{it} \quad (1)$$

$$Perform_{it} = \alpha_0 + \beta I_{it} + x'_{it}\gamma + v_t + u_{it}. \quad (2)$$

En este mismo sentido, es probable que existan factores no observables a nivel de empresa que sean relevantes en la ecuación a estimar. Para controlar por estos, se especifica otro modelo que incluye, además de efectos fijos de tiempo, efectos fijos de empresa (ϵ_i):

$$Perform_{it} = \alpha_0 + \beta I_{it} + x'_{it}\gamma + v_t + \epsilon_i + u_{it}. \quad (3)$$

Por otra parte, en este documento también se contrasta si una mayor calidad de la gobernanza corporativa está asociada a un mayor valor de mercado de las empresas, aproximando esta relación mediante la Q de Tobin. Para esto, se especifican dos modelos similares a los anteriores:

$$Q_{it} = \alpha_0 + \beta I_{it} + x'_{it}\gamma + v_t + u_{it} \quad (4)$$

$$Q_{it} = \alpha_0 + \beta I_{it} + x'_{it}\gamma + v_t + \epsilon_i + u_{it}, \quad (5)$$

donde Q_{it} representa la Q de Tobin a nivel de empresa.

Finalmente, la tercera hipótesis plantea que la gobernabilidad también afecta el nivel de endeudamiento de las empresas (total o el financiero). Esta hipótesis se contrasta de manera análoga a como se contrastan las dos primeras:

$$Leverage_{it} = \alpha_0 + \beta I_{it} + x'_{it}\gamma + v_t + u_{it}, \quad (6)$$

$$Leverage_{it} = \alpha_0 + \beta I_{it} + x'_{it}\gamma + v_t + \epsilon_i + u_{it}, \quad (7)$$

donde $Leverage_{it}$ es el nivel de endeudamiento (financiero o total) de las empresas.

4. Resultados.

La Tabla 2 presenta algunas descriptivas de las variables presentadas en la Tabla 1. En ella se presenta el número de observaciones disponibles por variable, la media, desviación estándar y valores extremos. Se destaca que, en promedio, las empresas exhiben un desempeño positivo. Sin embargo, existe una alta variabilidad en el desempeño, independiente de cómo se mida, por la ROA o el ROE. Por otro lado, con relación a la Q de Tobin se destaca que, en promedio, las empresas mantienen una capitalización por debajo de su patrimonio. Sin embargo, debido a la alta variabilidad de esta medida se puede encontrar una gran proporción de empresas que tienen una capitalización por encima de su patrimonio, como se manifiesta por lo alto del valor máximo de esta variable que corresponde a más del doble de capitalización en relación al patrimonio. En cuanto a los niveles de endeudamiento se destaca que, en promedio, las empresas mantienen niveles de endeudamiento relativamente altos,

cercanos al 60% en el caso del endeudamiento total. Igualmente, existe una alta variabilidad de las medidas de endeudamiento entre las empresas.

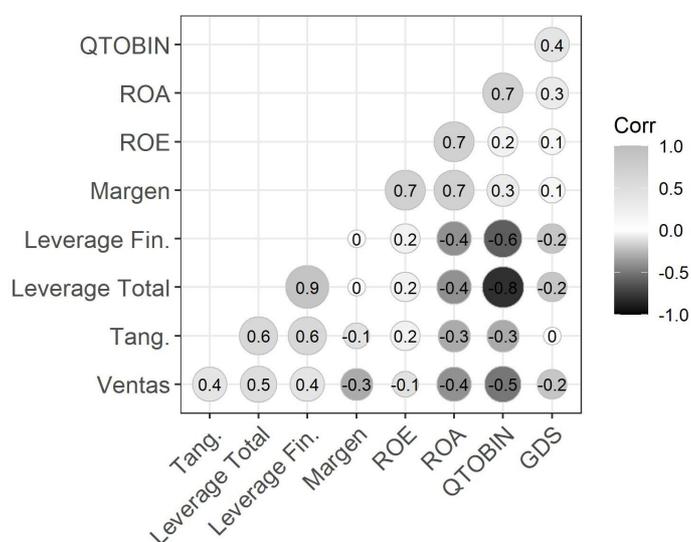
La Figura 1 presenta las correlaciones entre las variables de interés y el indicador de gobierno corporativo. Como se puede observar, el índice de gobierno corporativo (GDS) se correlaciona de forma positiva con los indicadores ROA, ROE, con la Q de Tobin, el margen y la tangibilidad, aunque esta última es cercana a cero; mientras que se correlaciona de forma negativa con el endeudamiento total, el endeudamiento financiero y las ventas. De estas correlaciones, ninguna es fuerte, pues en general no superan el 40%. De igual forma, se muestran las correlaciones entre las otras variables de interés. Destacamos una correlación de 60% entre la tangibilidad y las medidas de apalancamiento, es decir, cuando se mantienen más activos tangibles las empresas tienen a endeudarse más, lo que es razonable. Además, existen correlaciones negativas de entre 60% y 80% por parte de la Q de Tobin y las medidas de endeudamiento, lo que es razonable.

Tabla 2. Estadísticas Descriptivas.

Variable	Obs.	Media	D.E.	Mín	Máx
<i>ROA</i>	170	2.035	5.669	-38.921	20.385
<i>ROE</i>	169	7.511	11.301	-70.325	33.123
<i>Q de Tobin</i>	151	0.826	0.500	0.238	2.936
<i>Leverage Total</i>	180	58.999	21.621	3.594	93.519
<i>Leverage Fin.</i>	174	41.701	19.959	0.000	84.393
<i>GDS</i>	152	47.709	11.013	8.929	76.786
<i>Ventas</i>	168	28.228	3.417	18.703	31.931
<i>Tangibilidad</i>	151	90.494	8.717	35.242	100.000
<i>Margen</i>	166	9.077	15.153	-74.177	57.342

Fuente: Elaboración propia.

Figura 1. Correlaciones entre las variables objeto de estudio.



Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de los modelos econométricos se presentan en las Tablas 3-5. En la Tabla 3 se muestran los resultados de la estimación de los modelos que relacionan el desempeño de las empresas, aproximado con los indicadores ROA y ROE, frente al índice de gobernanza GDS. Las columnas 1-3 tienen como variable dependiente ROA, y las columnas 4-6 tienen como variable dependiente ROE.

Para cada columna se menciona cuál de los tres tipos de modelos se ajusta: Pooled, Efectos Aleatorios (RE) y Efectos Fijos (FE). Los resultados muestran que existe una relación positiva entre el índice de desempeño ROA y el indicador de gobernanza GDS. Dicha relación es significativa estadísticamente para los tres tipos de modelos estimados. En cambio, no se encuentra una relación significativa entre el indicador de desempeño ROE y el indicador de gobernanza. Por otro lado, los indicadores de desempeño tienen una relación positiva y significativa con el margen sobre las ventas, y esta relación es robusta al tipo de modelos utilizados.

La relación entre el desempeño de las empresas, medido por el ROE, y la tangibilidad es positiva y significativa, y es robusta al tipo de modelo utilizado. En cuanto a la relación entre desempeño de las empresas y las ventas totales, no se encuentra una relación estadísticamente significativa. Estos resultados muestran que el desempeño de las empresas es más alto cuando éstas tienen mayores márgenes sobre las ventas, una mayor proporción de activos tangibles, y una mejor gobernanza.

Tabla 3. Desempeño de las empresas.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ROA	ROA	ROA	ROE	ROE	ROE
Ventas	-0.069 (0.117)	-0.172 (0.170)	1.278 (1.258)	0.002 (0.318)	-0.064 (0.231)	5.672* (3.117)
Tangibilidad	-0.117*** (0.024)	0.014 (0.029)	0.066** (0.030)	0.179*** (0.055)	0.174*** (0.054)	0.230** (0.091)
Margen	0.203*** (0.026)	0.267*** (0.043)	0.268*** (0.043)	0.486*** (0.058)	0.555*** (0.093)	0.547*** (0.099)
GDS	0.110*** (0.030)	0.058*** (0.021)	0.048* (0.028)	-0.015 (0.061)	-0.010 (0.052)	0.024 (0.065)
Constante	7.946* (4.648)	-0.908 (4.647)	-44.974 (34.690)	-12.352 (11.715)	-11.776 (7.921)	-175.211** (85.314)
Obs	121.000	121.000	121.000	121.000	121.000	121.000
R2 ajustado	0.675		0.902	0.611		0.779
Modelo	Pooled	RE	FE	Pooled	RE	FE

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia.

En la Tabla 4, se presentan las regresiones estimadas que relacionan la Q de Tobin a nivel de empresa con el índice GDS, para los tres tipos de modelos: Pooled, RE y FE. Los resultados muestran que el índice de gobernanza tiene una relación positiva y significativa con la Q de Tobin. Dicha relación es robusta al tipo de modelo utilizado. Por otro lado, existe una relación no significativa entre la Q de Tobin con los márgenes sobre las ventas; no es clara con la tangibilidad y las ventas. Estos resultados muestran que el valor de las empresas es mayor cuando éstas tienen una buena gobernanza, lo que es razonable dada la teoría que se ha planteado en este trabajo. Con las otras variables no se encuentra una relación clara.

Tabla 4. Q de Tobin.

	(1)	(2)	(3)
	Q de Tobin	Q de Tobin	Q de Tobin
Ventas	-0.101*	-0.202**	-0.270
	(0.057)	(0.096)	(0.177)
Tangibilidad	-0.019***	0.003	0.015***
	(0.006)	(0.009)	(0.005)
Margen	-0.001	0.002	0.006
	(0.003)	(0.005)	(0.005)
GDS	0.023***	0.015***	0.011*
	(0.004)	(0.005)	(0.006)
Constante	4.388***	6.129**	7.125
	(1.603)	(2.740)	(5.250)
Obs	107.000	107.000	107.000
R2 ajustado	0.542		0.862
Modelo	Pooled	RE	FE

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, en la Tabla 5, se presentan las regresiones para el nivel de apalancamiento de las empresas, total y financiero. Los resultados muestran que el apalancamiento, total y financiero, tiene una relación negativa y significativa con el indicador de gobernanza GDS. Por otra parte, no existe una relación clara entre los niveles de apalancamiento, total y financiero, con las ventas y los márgenes sobre éstas. Para la tangibilidad, la relación con el apalancamiento total es positiva, pero solo es significativa para los modelos Pooled y RE. Estos resultados muestran que el nivel de apalancamiento de las empresas es menor cuando éstas mantienen buenas prácticas de gobernanza.

Tabla 5. Apalancamiento total (T) y financiero (F).

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Leverage Total	Leverage Total	Leverage Total	Leverage Fin.	Leverage Fin.	Leverage Fin.
Ventas	-0.114	1.576	13.423***	-0.911	0.533	4.096
	(0.544)	(1.024)	(4.363)	(0.620)	(1.078)	(5.293)
Tangibilidad	1.711***	0.482***	0.172	1.584***	0.365**	-0.128
	(0.217)	(0.150)	(0.121)	(0.200)	(0.150)	(0.146)
Margen	0.334***	-0.037	-0.271***	0.317***	-0.085	-0.318***
	(0.102)	(0.090)	(0.092)	(0.098)	(0.097)	(0.111)
GDS	-0.798***	-0.343***	-0.202*	-0.748***	-0.285***	-0.134
	(0.110)	(0.095)	(0.111)	(0.124)	(0.104)	(0.116)
Constante	-54.805**	-26.442	-325.391***	-40.553	-11.858	-66.756

	(27.342)	(32.175)	(121.256)	(26.205)	(29.975)	(144.509)
Obs	121.000	121.000	121.000	121.000	121.000	121.000
R2 ajustado	0.539		0.925	0.503		0.897
Modelo	Pooled	RE	FE	Pooled	RE	FE

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: Elaboración propia.

4.1. Especificación de los modelos.

Dado que se tienen tres tipos de modelos (Pooled, RE, FE), en esta sección se establece cuál de los tres modelos es el preferido, por lo que se determinaría cuáles serían los principales hallazgos encontrados en las Tablas 3-5. En la Tabla 6 establecemos, bajo el criterio de elección de la Prueba de Especificación de Hausman, la elección del modelo preferido entre los tres utilizados para las 5 variables dependientes de interés. Destacamos que el modelo preferido para las medidas de desempeño es RE, y para Q de Tobin y las medidas de endeudamiento es FE. Esto tiene las siguientes consecuencias:

- Existe una relación positiva entre el desempeño de las empresas y la gobernanza corporativa. Además, las medidas de desempeño se relacionan de forma positiva con la tangibilidad y el margen de ventas.
- El valor de la empresa tiene una relación positiva con la gobernanza corporativa y la tangibilidad.
- El endeudamiento tiene una relación negativa con la gobernanza corporativa y los márgenes sobre las ventas. Adicionalmente, se encuentra una relación positiva entre endeudamiento y las ventas.

Tabla 6. Prueba de Especificación de Hausman.

V. dependiente	Modelo preferido
ROA	RE
ROE	RE
Q de Tobin	FE
Endeudamiento total	FE
Endeudamiento financiero	FE

Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, en las Tablas 7 y 8 se muestran las pruebas de autocorrelación y heterocedasticidad para panel de datos. Las hipótesis nulas de las pruebas son no autocorrelación y homocedasticidad. Por la Tabla 7 encontramos evidencia de que no se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación, sin embargo, por la Tabla 8 encontramos evidencia de que se rechaza la hipótesis de homocedasticidad, es decir, nuestros modelos estimados tienen heterocedasticidad. Por ello, nosotros corregimos los errores estándar de las Tablas 3-5 para que estos sean robustos a la heterocedasticidad.

Tabla 7. Prueba de Autocorrelación.

Rezagos	ROE	ROA	Q de Tobin	E. total	E. financiero
1	0.038	0.127	0.022	0.099	0.044
2	0.26	0.341	0.352	0.022	0.415
3	0.121	0.101	0.161	0.409	0.826
4	0.975	0.145	0.806	0.06	0.049
5	0.148	0.147	0.83	0.073	0.064

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 8. Prueba de Heterocedasticidad.

V. Dependiente	p-valor
ROE	0.0000
ROA	0.0000
Q de Tobin	0.0000
E. total	0.0000
E. financiero	0.0000

Fuente: Elaboración propia.

5. Conclusiones y discusión.

Este artículo constituye una contribución a la literatura financiera que documenta la relación entre el gobierno corporativo y el desempeño de la empresa en el marco de los mercados emergentes. Se analizó una muestra de empresas colombianas que cotizan en bolsa y hacen parte del índice bursátil COLCAP. La calidad de la gobernanza se midió a partir de un índice de propiedad de Bloomberg que integra variables que representan mecanismos internos y externos asociados al gobierno corporativo. Adicionalmente, se implementaron técnicas de análisis econométrico para panel de datos no balanceados. Se incluyeron efectos fijos de empresa y año para controlar por posibles factores inobservables que afecten la relación entre desempeño de las empresas y el indicador de gobernanza corporativa.

Los resultados obtenidos permiten evidenciar que las diferentes actividades estratégicas asociadas a una mayor calidad del gobierno corporativo son determinantes relevantes de un buen desempeño organizacional. El índice de gobernabilidad (GDS), empleado en este estudio, se correlaciona de manera positiva con la rentabilidad de las empresas. Este hallazgo se suma a la amplia lista de investigaciones en el campo de las finanzas que han corroborado esta relación positiva, tanto a nivel de mercados desarrollados como emergentes (Escobar et al., 2016; Benavides & Mongrut, 2010; Brown & Caylor, 2004; Iqbal et al., 2019).

De igual manera, existe una relación significativa entre la calidad del gobierno corporativo, medida por el índice GDS, frente al valor de la empresa, representado por la Q de Tobin. Dicha evidencia ha sido corroborada por la literatura financiera contemporánea a nivel de los mercados desarrollados, que sostiene que la maximización del valor de la empresa no obedece exclusivamente a políticas netamente financieras. Valores adicionales como el fortalecimiento de actividades directivas que generan confianza y transparencia en el mercado son relevantes para mejorar el desempeño de las empresas. Este resultado es acorde a lo encontrado por Brown y Caylor (2004) en el mercado estadounidense y Da Silva y Leal (2005) en el mercado brasileiro, pero opuesto a los hallazgos de Benavides y Mongrut (2010) para el mercado colombiano.

Nuestra investigación encontró que las empresas con mejor calificación en el índice de gobernabilidad mantienen bajos niveles de endeudamiento. Esta relación negativa entre apalancamiento y gobierno corporativo permite apreciar que las empresas que utilizan criterios GDS generan retornos más sostenibles en el largo plazo convirtiéndose en más atractivas para los inversionistas, por lo que hacen menos uso del endeudamiento financiero. Otra lectura posible, de acuerdo con Bae et al. (2011), se asocia al factor reputacional. Las empresas que tienen altos incentivos para mantener su reputación en los mercados financieros tienden a mantener menores niveles de apalancamiento financiero. Por otra parte, se encontró que el margen neto ejerce un efecto negativo y significativo sobre el nivel de endeudamiento. Esto implica que el apalancamiento se reduce con la rentabilidad de las empresas. Este hallazgo reviste alta importancia para los investigadores de la estructura de capital y es consistente con las investigaciones de Frank y Goyal (2009), Fama y French (2002) y Benavides et al. (2016).

En la presente investigación, sólo se incluyeron dentro de las empresas objeto de estudio, firmas o corporaciones que cotizan en el mercado de valores colombiano y hacen parte del índice bursátil COLCAP. Otro tipo de firmas se excluyen debido a las dificultades en la consecución de información sobre las prácticas de gobierno corporativo dado que no hacen parte de los índices de gobernanza estimados por Bloomberg. Para investigaciones futuras, se recomienda consolidar estudios para analizar las prácticas de gobierno corporativo y su incidencia en el desempeño empresarial a nivel de Latinoamérica, tomando como referencia al Mercado Integrado Latinoamericano MILA. Además, se sugiere evaluar la consistencia de los resultados, comparando la calificación GDS suministrada por dos o más plataformas de información financiera.

Referencias

- Acero, I., & Alcalde, N. (2012). Gobierno corporativo y rendición de cuentas: ¿existe algún efecto sobre la performance empresarial? *Revista de Contabilidad-Spanish Accounting Review*, 15(1), 143-178.
- Bae, K., Kang, J., & Wang, J. (2011). Employee treatment and firm leverage: A test of the stakeholder theory of capital structure. *Journal of Financial Economics*, 100(1), 130-153.
- Benavides, J., Berggrun, L., & Perafan, H. (2016). Dividend payout policies: evidence from latin america. *Finance Research Letters*, 17, 197-210.
- Benavides, J. & Mongrut, S.M. (2010). Governance codes: facts or fictions? A study of governance codes in Colombia. *Estudios Gerenciales*, 26(117), 85-102.
- Bhagat, S., Bolton, B., & Subramanian, A. (2011). Manager characteristics and capital structure: Theory and evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(6), 1581-1627.
- Brown, L.D. & Caylor, M.L. (2004). *Corporate governance and firm performance*. Georgia State University. Working Paper, 1-53. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.586423>
- Buvanendra, S., Sridharan, P., & Thiyagarajan, S. (2017). Firm characteristics, corporate governance and capital structure adjustments: A comparative study of listed firms in Sri-Lanka and India. *IIMB management review*, 29(4), 245-258.
- Castro, R.M., & Cano, M.A. (2004). Buen gobierno corporativo, solución a la crisis de confianza: Cambios en la contabilidad y la auditoría, aporte de los estándares internacionales, apuntes de la comparación de los casos parmalatenron. *Contaduría universidad de Antioquia*, 44, 17-51.

- Chang, Y., Chou, R.K., & Huang, T. (2014). Corporate governance and the dynamics of capital structure: New evidence. *Journal of Banking and Finance*, 48, 374-385.
- Cortés, D.L. (2013). Análisis de las prácticas de Gobierno Corporativo en la Bolsa de Valores de Colombia. *AD-minister*, 23, 25-43.
- Da Silva, A.C.L. & Leal, R.P.C. (2005). Corporate governance index, firm valuation and performance in Brazil. *Brazilian Review of Finance*, 3(1), 1-18.
- Durst, S., Hinteregger, C., & Zieba, M. (2019). The linkage between knowledge risk management and organizational performance. *Journal of Business Research*, 105, 1-10.
- Escobar, N., Benavides, J., & Perafán, H. (2016). Corporate governance and financial performance: theoretical concepts and empirical evidence. *Cuadernos de Contabilidad*, 17(43), 203-254.
- Fama, E.F. & French, K.R. (2002). Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *The review of financial studies*, 15(1), 1-33.
- Frank, M.Z. & Goyal, V.K. (2009). Capital structure decisions: which factors are reliably important? *Financial management*, 38(1), 1-37.
- Haynes, K. & Hillman, A. (2010). The effect of board capital and CEO power on strategic change. *Strategic Management Journal*, 31, 1145-1163.
- Holmstrom, B. (1979). Moral hazard and observability. *Bell journal of Economics*, 10(1), 74-91.
- Huber, B.M., Comstock, M., & Polk, D. (2017). *ESG Reports and Ratings: What They Are, Why They Matter*. The Harvard Law School Forum on Corporate Governance. <https://corpgov.law.harvard.edu/2017/07/27/esg-reports-and-ratings-what-they-are-why-they-matter/>
- Iqbal, S., Nawaz, A., & Ehsan, S. (2019). Financial performance and corporate governance in microfinance: Evidence from Asia. *Journal of Asian Economics*, 60, 1-13.
- Jensen, M.C., & Meckling, W.H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360.
- Meneses, L., & Macuacé, R. (2011). Valoración y riesgo crediticio en Colombia. *Revista Finanzas y Política Económica*, 3(2), 65-82.
- Meneses, L., & Pérez, C. (2020). Análisis comparativo de eficiencia en mercados emergentes. el caso de Colombia, Chile y Perú. *Apuntes Contables*, 26(26), 9-24. <https://doi.org/10.18601/16577175.n26.02>
- Mertzanis, C., Basuony, M.A., & Mohamed, E.K. (2019). Social institutions, corporate governance and firm-performance in the MENA region. *Research in International Business and Finance*, 48, 75-96.
- Méndez, J.A., & Rivera, H.A. (2015). Relación entre gobierno corporativo y posicionamiento organizacional: instituciones de educación superior en América Latina. *Educación y Educadores*, 18(3), 435-455.
- Navimipour, N.J., Milani, F.S., & Hossenzadeh, M. (2018). A model for examining the role of effective factors on the performance of organizations. *Technology in Society*, 55, 166-174.

- OCDE (2004). *Principios de Gobierno Corporativo*. París: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264259171-es>
- Oneto, A., & Núñez, G. (2015). *Corporate Governance in Brazil, Chile, Colombia, Mexico and Peru. The Determinants of Risk in Corporate Debt Issuance*. Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC). <https://scioteca.caf.com/handle/123456789/698>
- Paz, C. (2004). El gobierno corporativo como estrategia de creación de valor. *Revista de Derecho Mercantil*, 251, 7-65.
- Pfeffer, J., & Salancik, G.R. (2003). *The External Control of Organizations: A Resource Dependence Perspective*. Stanford University Press. <https://www.gsb.stanford.edu/faculty-research/books/external-control-organizations-resource-dependence-perspective>
- Powell, T.C. (1992). Research notes and communications strategic planning as competitive advantage. *Strategic Management Journal*, 13(7), 551-558.



Inflación y rendimientos en mercados emergentes: el caso de Argentina

PESCE, GABRIELA

Universidad Nacional del Sur (Argentina)

Correo electrónico: gabriela.pesce@uns.edu.ar

PEDRONI, FLORENCIA VERÓNICA

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, Universidad Nacional del Sur

Correo electrónico: florencia.pedroni@uns.edu.ar

RESUMEN

El objetivo del presente trabajo es realizar un análisis preliminar de la teoría de fijación de precios por arbitraje en el mercado de capitales argentino, haciendo especial hincapié en la inflación como variable de interés para un país emergente, un mercado poco desarrollado y un período bajo análisis con tendencias inflacionarias e intervención del mercado cambiario. Para ello se trabaja con un enfoque de base teórico-empírica. A efectos de plantear el modelo formalmente se realiza un abordaje teórico del tema, con base principalmente en artículos científicos vinculados a la relación entre la tasa de rendimiento de activos y la inflación. El análisis empírico está centrado en un estudio econométrico del rendimiento de las acciones de 19 empresas que cotizan en el mercado de capitales argentino entre 2005-2014 y las vinculaciones con variables de interés, en especial macroeconómicas, incluyendo algunas pruebas de control con variables microeconómicas. Los resultados principales son robustos en relación al efecto sobre el rendimiento de las firmas de las variables explicativas: rendimiento libre de riesgo, rendimiento de mercado, efectos temporales de períodos “bisagra” y efectos sectoriales. Sin embargo, los resultados no son determinantes en el efecto de las variables inflación y tipo de cambio sobre el rendimiento de las acciones.

Palabras clave: rendimiento, inflación, datos de panel, teoría de fijación de precios por arbitraje.

Clasificación JEL: E31; E44; G32; O16.

MSC2010: 62H86; 91G50; 91G70.

Inflation and returns in emerging markets: the case of Argentina

ABSTRACT

This paper aims to carry out a preliminary analysis of the arbitrage pricing theory in Argentine capital market, with special emphasis on inflation as a variable of interest for an emerging country, an underdeveloped financial market, and a period under analysis with inflationary trends and exchange market intervention. To that end, we work with a theoretical-empirical method. In order to formulate the model, we make a theoretical approach to the subject, based mainly on scientific articles that examine the relationship between the rate of return on assets and inflation. We focus our empirical analysis in an econometric study of the shares' performance of 19 companies listed on Argentinian capital market in the 2005-2014 period, and the associations with variables of interest, especially macroeconomic ones, also including some control tests with microeconomic variables. The main findings are robust about the effect on firms' performance of the following explanatory variables: risk-free interest rate, market performance, temporary effects of "hinge" periods and sector effects. However, the results are not determinant in reference to the effect of the inflation and the exchange rate variables on stocks' performance.

Keywords: yield, inflation, panel data, arbitrage pricing theory.

JEL classification: E31; E44; G32; O16.

MSC2010: 62H86; 91G50; 91G70.



1. Introducción.

Si bien existe una innumerable cantidad de estudios que analizan los factores de influencia sobre el rendimiento requerido de acciones, la mayoría de ellos se basa en información de mercados desarrollados, sobre todo centrados en Estados Unidos, en los años posteriores a la Segunda Guerra Mundial (en adelante, periodo posbélico). Algunas investigaciones más recientes reexaminan resultados de esas épocas, realizando estudios empíricos comparativos entre países o intentando fundamentar hallazgos empíricos que contradicen la teoría económica (por ejemplo, la refutación del efecto de Fisher).

En países subdesarrollados, donde predominan mercados de capitales emergentes, concentrados, con poco volumen de negociación y escasez de información, los estudios son incipientes. Resulta interesante estudiar el contexto en estas economías, pues difiere del entorno de los estudios clásicos sobre la temática, en especial debido a factores macroeconómicos, como el nivel de inflación, las tasas de interés real negativas y la inestabilidad política e institucional. En particular, en el mercado de capitales argentino el comportamiento de las acciones en contextos inflacionarios ha sido relativamente poco estudiado. Actualmente, el análisis del caso argentino se torna aún más relevante por situaciones inusuales como las restricciones sobre el mercado de divisas e indirectamente sobre el mercado inmobiliario, que agudizan los problemas de inversión y limitan las alternativas tradicionales (Guerra, 2012).

En el marco del interés en esta problemática, se plantea realizar una investigación para identificar los factores macroeconómicos vinculados con el rendimiento requerido de un conjunto de acciones en el mercado de capitales argentinos, a través de un modelo tipo fijación de precios por arbitraje, haciendo especial hincapié en la inflación. Este artículo se desarrolla en el marco de un proyecto de investigación más amplio, cuyo objeto de estudio se centra en las metodologías de valoración de empresas en mercados emergentes y contextos inflacionarios.

Para el desarrollo del trabajo, se propone un tratamiento de la temática mediante una investigación descriptiva cuantitativa (correlacional) y en la última etapa, explicativa. Para ello se trabaja con un enfoque de base teórico-empírica. A efectos de plantear el modelo formalmente se realiza un abordaje teórico del tema, con base principalmente en artículos científicos vinculados a la relación entre la tasa de rendimiento de activos y la inflación. El análisis empírico está centrado en el estudio del rendimiento de las acciones de 19 empresas que cotizan en el mercado de capitales argentino durante los últimos 10 años y las vinculaciones con variables de interés, en especial macroeconómicas (como la inflación, el tipo de cambio, el producto bruto interno, el rendimiento del mercado, etc.), con algunas pruebas de control con variables microeconómicas (como el sector, el tamaño, entre otras).

Según Swoboda (2002) es notoria la escasez que existe en Argentina de estudios empíricos que utilicen las principales teorías sobre la formación de los precios de los activos financieros. En ese sentido, la presente investigación se considera de relevancia por integrar el reducido grupo de trabajos que aplican el modelo de fijación de precios por arbitraje al mercado de capitales argentino, junto con los documentos de Raele (2011) y Swoboda (2002). En el caso de Raele (2011), emplea el mencionado método de valoración usando datos de cuarto trimestre de 2009 para las 14 empresas que conforman el Merval a esa fecha; mientras que Swoboda (2002) lo utiliza para calcular los rendimientos de 16 especies del panel líder del Mercado de Valores de Buenos Aires durante el lapso 1995-2000.

Asimismo, este artículo complementa y extiende los avances de algunos estudios que examinan la relación entre rendimientos del mercado de acciones y tasa de inflación en Argentina. En primer lugar, este documento actualiza las estimaciones de Choudhry (2001) estudiando el fenómeno en un período posterior. En segunda instancia, a diferencia de los trabajos de Guerra (2012) y Dapena

(2013), esta investigación utiliza el rendimiento accionario individual como variable dependiente (en lugar de índices de mercados) y estudia el efecto de la inflación a partir de más de un indicador (específicamente se emplean cinco *proxies* para aproximar la variable de interés). Adicionalmente, se extiende el estudio de Dapena (2013) al efectuarse estimaciones multivariadas y no solo análisis de correlación.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta el marco conceptual, integrado por los modelos teóricos vinculados al tema (subsección 2.1) y los antecedentes empíricos en la relación entre rendimientos e inflación (subsección 2.2). En el apartado 3 se detalla el abordaje metodológico, las fuentes de información, las variables de interés y los métodos estadísticos y econométricos utilizados para el análisis empírico. En la sección 4 se exhiben los resultados, en primer lugar, de las tendencias y correlaciones de las series y a continuación los análisis econométricos. Por último, se concluye sobre el estudio, sus limitaciones y los futuros avances en la investigación.

2. Marco conceptual y de antecedentes.

2.1. Modelos teóricos.

Existen diversos modelos de valoración de activos financieros. El más tradicional, CAPM (de sus siglas en inglés, *Capital Asset Pricing Model*) indica que el rendimiento requerido de un activo está explicado por el coeficiente de riesgo sistemático presentado por el mismo, asociado con su covarianza con la prima de riesgo de mercado. Luego se desarrollaron otros modelos, como el modelo de mercado o el modelo de los tres factores (Fama & French, 1993). En este trabajo, se centra la atención particularmente en el modelo de fijación de precios por arbitraje o APT (por sus siglas en inglés, *Arbitrage Pricing Theory*), desarrollado por Ross (1976).

El modelo de fijación de precios por arbitraje plantea que el retorno esperado de un activo financiero puede ser modelado como una función lineal de varios factores correlacionados (ecuación 1), habitualmente macroeconómicos, donde la sensibilidad a cambios en cada componente es representada por un factor específico.

$$\tilde{R}_i = E_i + \beta_{i1} * \tilde{\delta}_1 + \beta_{i2} * \tilde{\delta}_2 + \dots + \beta_{ik} * \tilde{\delta}_k + \tilde{\varepsilon}_i \quad (1)$$

donde \tilde{R}_i es el rendimiento esperado de cada activo, δ son los factores que pueden explicar el rendimiento (es decir, que se encuentran correlacionados con el mismo) y β las sensibilidades ante cambios de cada variable explicativa.

APT es un modelo multifactorial derivado de análisis empíricos, mientras que el tradicional modelo CAPM es un modelo de valoración teórico de equilibrio. Debido a esta diferencia, el modelo APT prescinde de varios supuestos sobre los que se basa CAPM, pero por el mismo motivo, las predicciones son un poco más débiles.

Dado que se trata de un modelo de naturaleza empírica, es esperable que el número y el entorno de los factores no sea constante en el tiempo ni para diferentes economías. El impacto de los determinantes sobre el precio del activo se manifiesta en sus movimientos imprevistos y debe representar influencias no diversificables. Habitualmente se utilizan variables tales como el nivel de crecimiento económico, el desarrollo industrial, las tasas de interés y la inflación. Diversos autores examinan empíricamente el modelo APT, encontrando varios factores que explican el rendimiento de un activo en diferentes épocas y mercados (Roll & Ross, 1980; Chen & Ingersoll, 1983; Burmeister & Wall, 1986; entre otros).

Este trabajo procura en particular detectar factores comunes para empresas de capital abierto, haciendo especial hincapié en el factor inflacionario, debido a la naturaleza de la economía argentina en los últimos años. Al respecto, desde una perspectiva teórica es válido mencionar que la paridad de Fisher define el tipo de interés real ex-ante a un determinado plazo como la diferencia entre el tipo de interés nominal a dicho plazo y la tasa de inflación esperada (ecuación 2).

$$(1 + i_t^N) = (1 + i_t^R)(1 + \pi_t), \text{ o equivalentemente, } i_t^N = i_t^R + \pi_t + \pi_t \times i_t^R \quad (2)$$

donde i_t^N es el tipo de interés nominal, i_t^R el tipo de interés real y π_t la inflación esperada, todas para un período t . El cumplimiento de la hipótesis de Fisher a largo plazo supone que el tipo de interés nominal y la tasa de inflación presentan la misma tendencia, lo que implica que el tipo de interés real es estacionario y el tipo nominal podría ser predictor de las expectativas de inflación.

Siguiendo a Fornero (2003), en las situaciones en que existe incertidumbre acerca de la magnitud de la inflación, se suele considerar que hay tres posibles relaciones entre la tasa nominal y la tasa de inflación: 1) ilusión monetaria: no se incluyen los cambios de la inflación en las tasas nominales; 2) adaptación con retardo (*adaptive lag*): hay un retraso en el cambio de la tasa nominal frente a la aceleración o la desaceleración de la inflación; 3) expectativas racionales: la tasa nominal incorpora inmediatamente los cambios en la inflación esperada.

Asimismo, los tipos de interés reales son iguales en todos los países cuando los mercados están en equilibrio, por lo que las diferencias en los tipos de interés nominales reflejan variaciones en la tasa de inflación esperada (ecuación 3). Esta relación es conocida como Efecto Internacional de Fisher.

$$\frac{1+i_A}{1+i_B} = \frac{1+\pi_{A(\$)}}{1+\pi_{B(US\$)}} \quad (3)$$

donde i_A es el tipo de interés nominal en el país A; i_B es el tipo de interés nominal en el país B; $\pi_{A(\$)}$ la inflación del país A, nominada en su moneda local, por ejemplo, en pesos (\$); y $\pi_{B(US\$)}$ es la inflación del país B, nominada en su moneda local, por ejemplo, en dólares (US\$).

Dado que en este trabajo se utilizan tasas de rendimiento nominal, se prevé que la inflación sea una potencial variable explicativa dentro del grupo de factores macroeconómicos. Al respecto, existe bastante literatura que analiza la relación existente entre la inflación y el precio de las acciones, siendo variados los efectos y vínculos encontrados entre ambos. Según Dapena (2013), entendiendo que las acciones representan derechos de los accionistas sobre los bienes residuales de una firma, que los mismos pueden ser bienes reales y que el precio de las acciones refleja la posibilidad futura de la firma de ajustar sus ingresos como consecuencia de las variaciones de precios (en menor o mayor medida), un enfoque propone que los títulos de capital pueden ajustar su precio acorde a la inflación y por ende proteger al ahorrista. Sin embargo, otra postura sostiene que la inflación puede afectar negativamente el precio de las acciones, al erosionar los márgenes de ganancias de las empresas (suben los costos más que los ingresos), al reducir las perspectivas de crecimiento de la economía (y por ende las ganancias de las empresas por efecto agregado de la inflación) y al incrementar la tasa nominal de descuento. A continuación, se analiza la evidencia empírica vinculada a la relación entre rendimiento e inflación a nivel internacional y nacional.

2.2. Antecedentes empíricos.

En esta sección se describen los principales estudios empíricos que examinan la relación entre rendimiento accionario e inflación, organizados del siguiente modo. En primer lugar, se exponen las investigaciones realizadas en mercados desarrollados, principalmente en los Estados Unidos (EEUU). A continuación, se presentan las pesquisas con abordaje internacional, efectuadas incluyendo

mercados de diferentes países. En última instancia, se detallan los trabajos realizados sobre mercados emergentes, en contextos de alta inflación. Los estudios referentes a mercados desarrollados pueden asimismo ordenarse en tres subgrupos según el periodo al cual se refieren los datos: (i) 1953-1972 (Bodie, 1976; Nelson, 1976; Jaffe & Mandelker, 1976; Fama & Schwert, 1977); (ii) 1953-2000 (Fama, 1981; Kaul, 1987; Marshall, 1992; Balduzzi, 1995; Hagmann & Lenz, 2004) y (iii) 1990-2012 (Ang, Brière & Signori, 2012; Ciner, 2015).

Mercados desarrollados – subgrupo 1

Existen diversas acepciones de cuándo se considera que un activo financiero actúa como cobertura contra la inflación. Una de ellas establece que un título es una protección si y solo si su rendimiento real es independiente de la tasa de inflación, lo que implica que *ceteris paribus* un cambio en la tasa de inflación debería ir acompañado de una variación similar en la tasa nominal de rendimiento sobre el capital. Esto se expresa más comúnmente como una correlación positiva entre la tasa de rendimiento nominal y la tasa de inflación (Branch, 1974; Fama & MacBeth, 1974; Oudet, 1973). Por su parte, otra postura plantea que tal cobertura existe si el activo elimina o al menos reduce la posibilidad de que su tasa de rendimiento real caiga por debajo de un valor "piso" determinado, como puede ser cero (Reilly, Johnson & Smith, 1970; Johnson, Reilly & Smith, 1971; Cagan, 1974). Basado en este último concepto, Bodie (1976) intenta determinar en qué medida las acciones ordinarias son una cobertura contra la inflación empleando a tal fin datos anuales, trimestrales y mensuales del mercado estadounidense para el período 1953-1972. Los resultados obtenidos de las tres regresiones parecen indicar que, contrariamente a la creencia común entre los economistas, la rentabilidad real de las acciones se relaciona negativamente tanto la inflación anticipada como con la no anticipada, al menos en el corto plazo. Esta correlación negativa lleva a la conclusión sorprendente y un tanto inquietante que, al utilizar las acciones ordinarias como una cobertura contra la inflación, éstas deben venderse a corto plazo. A similares conclusiones aborda Nelson (1976), quien trabaja sobre el mismo mercado y período, pero con datos mensuales. Sus resultados son consistentes con la hipótesis de que el mercado responde inversamente a los cambios contemporáneos en las expectativas de inflación. Según el autor, si la evidencia sugiere que tanto los rendimientos *ex ante* como *ex post* están correlacionados con ratios de cambios (actuales y pasados) en el Índice de Precio al Consumidor (IPC), entonces es posible usar la información de las series de IPC para predecir los rendimientos futuros de las acciones.

Jaffe y Mandelker (1976) extienden las fronteras de sus predecesores: analizan no sólo datos mensuales del lapso temporal 1953-1971, sino que además efectúan regresiones con observaciones anuales para un intervalo más amplio. Encuentran una relación negativa entre los rendimientos y las tasas de inflación concurrentes para 1953-1971 y un vínculo positivo entre las dos variables para un período de tiempo de mayor longitud (1875-1970). Al distinguir entre inflación esperada y no esperada los hallazgos son divergentes. Para el período 1953-1971, los rendimientos de las acciones presentan una relación negativa y significativa con la tasa esperada de inflación (inconsistencia con hipótesis de Fisher y posible ineficiencia de mercado). Sin embargo, para el período 1875-1970 los retornos accionarios anuales aparecen como independientes de la inflación pasada. Finalmente, y de modo consistente con estudios previos, sus resultados también sugieren un vínculo negativo entre inflación no esperada y rendimiento.

La investigación de Fama y Schwert (1977), desarrollada sobre el mismo período que estudios anteriores (1953-1971), amplía al espectro de análisis. Esto es, estima si diferentes activos actúan como cobertura contra la inflación (esperada y no esperada). Los autores encuentran que sólo la posesión de inmuebles es una protección completa contra la inflación (esperada y no esperada). Los bonos y letras del gobierno norteamericano ofrecen una cobertura completa contra la inflación esperada. Los ingresos laborales muestran una pequeña relación a corto plazo con la inflación (esperada y no esperada). El resultado más anómalo es que el rendimiento de las acciones comunes

está negativamente correlacionado con el componente esperado de la tasa de inflación y, probablemente, también con el componente no anticipado.

Mercados desarrollados – subgrupo 2

El segundo subgrupo de estudios en mercados desarrollados, además de testear empíricamente las relaciones entre inflación y rendimiento accionario, intenta explicar a través de diferentes teorías las aparentes inconsistencias de la evidencia posbélica con las predicciones de la teoría económica. En este orden de ideas, Fama (1981) esboza y testea la “hipótesis del efecto *proxy*”, una unión de modelos de expectativas racionales para los sectores monetario y real. Según esta hipótesis, las relaciones positivas entre los retornos de los títulos y la actividad real (proveniente del sector real) se combinan con las relaciones negativas entre la inflación y la actividad real (procedentes del sector monetario) para inducir relaciones negativas espurias entre los retornos de las acciones y la inflación. Sus explicaciones se sustentan en la combinación de la teoría de la demanda de dinero y la teoría cuantitativa del dinero. De este modo, la relación anómala negativa entre el retorno accionario e inflación desaparecerá cuando tanto las variables reales como las medidas de inflación esperada e inesperada se utilicen para explicar los rendimientos de las acciones.

Kaul (1987) supone que la relación entre los rendimientos de las acciones y la inflación es causada por el proceso de equilibrio en el sector monetario. Asimismo, plantea que estas relaciones varían con el tiempo en una de manera sistemática influenciadas por factores vinculados a la oferta y la demanda de dinero. Según Kaul (1987), la hipótesis *proxy* de Fama (1981) asume que la oferta monetaria se determina exógenamente (independiente del nivel de la actividad real) cuando un modelo completo del sector monetario debiera considerar también la respuesta de las autoridades monetarias, es decir, el proceso de oferta de dinero. Usando datos de los Estados Unidos, Canadá, el Reino Unido y Alemania encuentra para el período 1952-1983 que las relaciones negativas entre el retorno accionario y la inflación son causadas por la demanda de dinero y por los efectos contracíclico de la oferta de dinero. Por otra parte, los movimientos procíclicos en el dinero, la inflación, y los precios de las acciones durante los 1930 conducen a relaciones que son positivas o insignificantes.

El modelo equilibrado de fijación de precios de activos monetarios de Marshall (1992) implica correlaciones negativas entre rendimientos esperados de los activos e inflación anticipada. Asimismo, predice que tal correlación es más fuertemente negativa cuando la inflación se genera por las fluctuaciones de la actividad económica real, respecto a cuando se origina en variaciones monetarias. El modelo, testado sobre datos trimestrales del mercado estadounidense para el período 1959-1990, es coherente tanto con una respuesta negativa como positiva de la rentabilidad de las acciones a *shocks* inflacionarios, pues la principal fuente de las variaciones inflacionarias son las fluctuaciones la actividad económica real.

Balduzzi (1995) reexamina la hipótesis de *proxy* de Fama (1981) como la principal explicación de la correlación negativa entre los rendimientos de las acciones y la inflación. Emplea un conjunto de datos trimestrales sobre: el crecimiento de la producción industrial, el crecimiento de la base monetaria, la inflación, las tasas de las letras del tesoro a 3 meses y la rentabilidad ponderada del índice NYSE para los períodos 1954-1976 y 1977-1990. Encuentra que el crecimiento de producción induce solamente una débil correlación negativa entre la inflación y el rendimiento, siendo la inflación *per se* responsable de la mayor parte de la interacción dinámica con los retornos accionarios. Asimismo, argumenta que la tasa de interés contribuye a una parte sustancial de la correlación negativa entre los retornos y la inflación.

Hagmann y Lenz (2004) reexaminan la relación empírica entre rendimiento real y diferentes componentes de la inflación: (i) inflación ex post; (ii) inflación esperada; (iii) cambios en la inflación esperada y (iv) inflación no anticipada. Usando la metodología VAR (vector de auto regresión) se propone una descomposición de dichas series en componentes económicamente interpretables

conducidos mediante la oferta agregada, la demanda real y los shocks del mercado monetario. Los resultados empíricos soportan la hipótesis *proxy* de Fama (1981) y las predicciones de varios modelos generales de equilibrio. El signo de la correlación entre el rendimiento real y la inflación (no anticipada) depende del origen del shock: es negativo para shocks originados en la oferta agregada y en la demanda real, pero es positivo para los shocks monetarios. Asimismo, se encuentra que la correlación entre el rendimiento real esperado y la inflación anticipada es independiente del origen del shock estructural, lo que es ampliamente consistente con los resultados obtenidos por Marshall (1992). El estudio también muestra que ambas relaciones (entre el rendimiento real o interés real y la inflación) han decrecido desde los años 80, principalmente debido a una disminución de los shocks estructurales en la economía real.

Mercados desarrollados – subgrupo 3

La tercera subcategoría de trabajos en mercados desarrollados incluye investigaciones efectuadas con información de las últimas dos décadas. Sus resultados presentan particularidades interesantes (relaciones positivas, análisis de rendimientos accionarios individuales, distinciones sectoriales) respecto a estudios empíricos precedentes. Ang, Brière y Signori (2012) estudian la capacidad de las acciones individuales para actuar como cobertura frente a la inflación. Consideran que existen buenas razones para analizar el rendimiento de acciones individuales y no de índices de mercado. En primer lugar, y lo más importante, la construcción de portafolios basados en acciones individuales cuyos rendimientos covarían fuertemente con la inflación tiene el potencial de proporcionar una mejor protección contra la inflación que el índice de rendimiento de un conjunto de títulos. En segunda instancia, existe una heterogeneidad considerable entre las empresas; y como tercer fundamento, el examen de las acciones individuales también permite investigar qué tipos de acciones o sectores son mejores salvaguardas respecto a otros. Los resultados demuestran que, si bien la correlación del mercado global con la inflación es negativa, hay un subconjunto significativo de acciones con betas inflacionarios altos y significativamente positivos a lo largo de la muestra. Al clasificar las carteras accionarias en quintiles (con base en betas inflacionarios realizados *ex post*) encuentran que la cartera quintil con los betas más altos ha tenido una correlación positiva con la inflación. Este quintil se integra mayoritariamente por acciones de los sectores de petróleo, gas y tecnología. Las carteras quintiles restantes tienen betas de inflación negativos. Por lo tanto, un subconjunto no despreciable de las acciones ha covariado positivamente con la inflación.

Por su parte, Ciner (2015) emplea un método de descomposición de frecuencia y examina si existe una dependencia persistente en el vínculo inflación-rendimiento, lo que implica que *shocks* inflacionarios de alta y baja frecuencia tienen diferente efecto sobre los movimientos de precios de las acciones. Además, explora el vínculo retorno/inflación basándose en carteras de acciones de empresas industriales, a fin de determinar si ciertos sectores del mercado accionario pueden ser considerados una mejor cobertura frente a la inflación. Supone que si las acciones son una buena cobertura ante la inflación entonces debiera existir una relación positiva entre su rendimiento y la inflación no anticipada. Los resultados del estudio soportan la hipótesis principal: la relación entre rendimiento de la acción e inflación depende de la persistencia de los shocks inflacionarios. *Shocks* de largo plazo de tendencia muestran betas negativos, en concordancia con estudios anteriores, mientras que los betas de los *shocks* de inflación no anticipada son positivos. Análogamente a lo encontrado por Ang, Brière y Signori (2012), dichos betas positivos se encuentran en sectores vinculados a *commodities* (carbón, mineral, combustible, oro, agricultura) e industrias relativas a la tecnología (teléfonos, software, chips).

Evidencia comparativa transnacional

Considerando la evidencia empírica existente, principalmente referida al mercado estadounidense, respecto a la relación negativa entre inflación y rendimiento, comienzan a surgir una serie de investigaciones de abordaje internacional, con el objeto de dilucidar si los resultados mencionados se

mantienen en contextos diferentes. En este sentido Nichols (1976), por ejemplo, propone llevar adelante las investigaciones en países de alta inflación.

Cagan (1974) estudia la relación rendimiento/inflación sobre varios países, incluyendo los períodos pre, inter y posbélicos. En general, sus resultados revelan que las acciones comunes representadas en los índices examinados mantienen, en promedio, su valor real a lo largo de épocas de depreciación monetaria, excepto en los casos de hiperinflación o devastación bélica. Esto es, un importante grupo de acciones ofrece protección contra la inflación sólo para tenencias de largo plazo, en momentos del tiempo que no se corresponden con tales situaciones anómalas.

Branch (1974) estudia si las acciones son una cobertura contra la inflación a nivel internacional para el período 1953-1969. A tal fin, emplea datos de 22 países con diferentes contextos (desarrollados y subdesarrollados): Austria, Canadá, Dinamarca, Finlandia, Francia, Italia, Japón, Países Bajos, Nueva Zelanda, Noruega, Sudáfrica, Suecia, Reino Unido, EEUU, Irlanda, Portugal, España, Chile, Colombia, México y Perú. Los resultados indican que las acciones son una protección parcial, y no completa, contra la inflación en el largo plazo.

Firth (1979) examina la relación inflación y rendimiento de las acciones comunes en el contexto británico, considerando períodos de tiempo de diferente extensión: datos anuales de 1919-1976 y mensuales entre 1955 y 1976. Parte de la evidencia soporta la hipótesis de Fisher y contrasta los resultados de estudios anteriores. Con base en las observaciones mensuales para el lapso 1955-1976, los coeficientes de regresión son positivos (al nivel de 0,05), en línea con el “efecto Fisher” y en contraste con los coeficientes significativamente negativos reportados por Jaffe y Mandelker (1976) y Nelson (1976). Asimismo, excepto por un subperíodo, todos los coeficientes son mayores que la unidad, indicando que los inversores son más que recompensados por la tasa esperada de inflación. Las regresiones estimadas empleando datos anuales entre 1919-1976 nuevamente proveen cierta evidencia a la hipótesis de Fisher: los betas son cercanos a cero y algunos no resultan significativos estadísticamente. Por ende, no se encuentra relación negativa significativa (fuerte) entre rendimiento e inflación.

Solnik (1983) indaga la relación entre las expectativas de inflación y los precios de activos para los principales mercados de valores: EEUU, Japón, UK, Suiza, Francia, Alemania, Canadá, Países Bajos, durante la década de los 70 (1971-1980). Sus resultados rechazan profundamente el supuesto *fisheriano*, según el cual los rendimientos reales son independientes de las expectativas inflacionarias. Usando las tasas de interés como un *proxy* para la inflación esperada, los datos proporcionan un soporte consistente para el modelo Geske y Roll (1983) cuya hipótesis básica es que los movimientos de precios de las acciones señalan revisiones (negativas) en las expectativas inflacionarias. Finalmente, un débil efecto de tasa de interés real se encuentra para algunos países.

Gultekin (1983) investiga la relación entre el rendimiento de las acciones comunes y la inflación en veintiséis países para el período de posguerra. Para ello prueba las hipótesis de Fisher según las que las tasas reales de rentabilidad de las acciones ordinarias y las tasas de inflación esperada son independientes y que los rendimientos de las acciones nominales varían uno-a-uno en correspondencia con la inflación esperada. Usando regresiones de series de tiempo, no encuentra una relación positiva fiable entre rendimientos accionarios nominales y las tasas de inflación para el período 1947-1979. Los coeficientes de regresión son predominantemente negativos. Por otra parte, los resultados revelan que la relación retorno accionario/inflación no es estable en el tiempo y que hay diferencias entre los países. También observa que países con mayores tasas de inflación tienen en general mayores rendimientos nominales; mientras que las tasas de retorno reales han disminuido en la mayoría de los países desde mediados de la década de 1960.

Una visión sintética de los trabajos hasta aquí descriptos, permite notar que la extensión del análisis más allá del contexto estadounidense muestra resultados diversos e incluso contrastantes con la abultada literatura, encontrándose cierta evidencia a favor de la hipótesis de Fisher. El último grupo de estudios empíricos que se presenta a continuación se enfoca en países con alta inflación, siendo uno de ellos específico del caso argentino.

Choudhry (2001) investiga la relación *a corto plazo* entre el rendimiento de las acciones y la inflación en cuatro países de alta inflación (latinoamericanos y centroamericanos): Argentina, Chile, México y Venezuela, empleando datos mensuales del período 1981-1998. Analiza rendimiento nominal y real y para cada uno de ellos efectúa 4 regresiones (considerando diferente cantidad de rezagos y proyecciones). Los resultados, en comparación con el grueso de la investigación anterior (realizada en contextos de baja inflación), proporcionan evidencias interesantes.

La evidencia empírica en relación a los rendimientos nominales, indica que el efecto Fisher es posible para los activos de más riesgo en el corto plazo bajo condiciones de alta inflación. Se observa una relación positiva de uno a uno entre el retorno e inflación (actuales). Esto implica que las acciones son una buena cobertura contra las altas las tasas de inflación. También se encuentra una relación positiva entre rendimiento actual y tasa de inflación de un período anterior. Este resultado concuerda con Nelson (1976) quien afirma que la relación entre los rendimientos nominales actuales y la tasa de inflación un período rezagada debe ser directa debido a la correlación positiva entre la inflación pasada y esperada. Los resultados muestran, además, que los rezagos más antiguos de la inflación también influyen en la tasa actual de rendimiento, indicando que tasas pasadas de inflación contienen información con respecto a la tasa de inflación futura. Se encuentra poca evidencia referente a los efectos de las proyecciones inflacionarias sobre el rendimiento de las acciones, lo que revela que la inflación futura puede no contener mucha información.

Empleando retornos reales, se encuentra cierta evidencia de una relación inversa entre los rendimientos reales actuales y la inflación actual y un período rezagada. Estos resultados respaldan la ausencia del efecto Fisher y proporcionan evidencia de la teoría de Lintner. Se obtiene poca evidencia sobre el efecto de la inflación un período rezagado y se esbozan algunos de los efectos de las tasas de inflación pasadas y futuras. Los resultados presentados en este artículo abogan por una mayor investigación en este campo.

Guerra (2012) desarrolla un análisis econométrico de las relaciones de corto y de largo plazo entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación en Argentina para el período comprendido entre enero de 1993 y abril de 2013. Como medida de rendimiento accionario emplea el logaritmo de la tasa de variación mensual del Índice Merval y para aproximar la tasa de inflación mensual utiliza la tasa de cambio logarítmica del IPC. En concordancia con lo expuesto por las investigaciones empíricas realizadas para otros países, se encuentra evidencia de la existencia de una relación negativa de corto plazo entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación para el período 2002-2013. No obstante, en lo que se refiere a la muestra correspondiente al período 1993-2001, la reducida precisión de las estimaciones no permite obtener resultados concluyentes. Por otro lado, el estudio de largo plazo no posibilita confirmar la existencia de una relación positiva entre el rendimiento de las acciones y la tasa de inflación, por lo que resulta posible que el crecimiento conjunto del precio de las acciones y la tasa de inflación sea provocado por el componente tendencial de ambas series y no por la existencia de relación entre las variables.

Dapena (2013) analiza lo sucedido en el mercado accionario argentino, donde el nivel de precios o inflación acumulada para el período diciembre 2001 a marzo 2013 se incrementa en un 555%, mientras que el nivel de precio de las acciones medido por el índice Merval aumenta un 832%. La correlación entre la variación en el índice de precios (inflación) y los retornos accionarios es de

casi cero (-0,07), lo que demuestra que los datos no se encuentran correlacionados contemporáneamente. Los datos evidencian que al menos en el período considerado, la inversión en una canasta diversificada de acciones se ha encontrado por encima de la inflación. De hecho, el rendimiento en el precio de las acciones en equilibrio en el largo plazo debiera encontrarse por encima de la tasa de inflación, ya que debe retribuir también el crecimiento real en los negocios de las empresas y una prima por riesgo.

López (2016) estudia la relación entre inflación y retornos accionarios reales en la Argentina encontrando un vínculo negativo, que parece originarse en el componente inflacionario no esperado. Adicionalmente sus resultados respaldan la hipótesis *proxy* de Fama en ambos países pues verifican que la actividad económica real se asocia negativamente con la inflación y positivamente con los retornos accionarios.

Lanche-Bonde (2015) examina la relación entre el rendimiento accionario (Índice General de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires) y la tasa de inflación en la Argentina verificando que, en el largo plazo, las acciones actúan como cobertura: entre 2002 y 2013 el IPC creció un 175 %, mientras que el índice general de la bolsa sufrió un alza del 234 % (variación medida como cociente entre el logaritmo natural [ln] del último año sobre el ln del primero). La Tabla 1 resume los estudios empíricos detallados precedentemente.

Tabla 1. Resumen de los antecedentes empíricos.

Autor (año)	Objetivo	Fuente de información			Resultados
		Periodo	Frecuencia	Mercado	
Bodie (1976)	Busca determinar en qué medida las acciones ordinarias son una cobertura contra la inflación	1953-1972	Mensual, trimestral y anual	EEUU	Relación negativa entre RR e inflación (E y NE) en el CP
Nelson (1976)		1953-1972	Mensual	EEUU	Relación negativa entre rentabilidad e inflación (E y NE)
Jaffe & Mandelker (1976)	Investiga empíricamente la relación entre el rendimiento de activos riesgosos (acciones) y la inflación	1875-1970	Anual	EEUU	Relación inflación y rendimiento contemporáneos: negativa para 1953-1971 y positiva entre 1875-1970. Inflación E y retorno: relación negativa durante 1953-1971 e independientes entre 19875 y 1970
		1953-1971	Mensual		
Fama & Schwert (1977)	Estiman si diferentes activos son una cobertura contra la inflación	1953-1971	Mensual, trimestral y semestral	EEUU	Relación negativa entre rendimiento e inflación (E), y probablemente, con la NE
Fama (1981)	Intentan explicar las relaciones anómalas entre el rendimiento de las acciones y la inflación	1953-1977	Mensual, trimestral y anual.	EEUU	Relación negativa entre RR e inflación, explicada mediante efecto proxy
Kaul (1987)		1926-1940 1952-1983	Mensual, trimestral y anual.	EEUU, Canadá, UK y Alemania	1926-1940: relación insignificante o positiva 1952-1983: Relación negativa entre RR e inflación (E y NE)
Marshall (1992)		1959-1990	Trimestral	EEUU	Correlación negativa entre RR e inflación

Autor (año)	Objetivo	Fuente de información			Resultados
		Periodo	Frecuencia	Mercado	
Balduzzi (1995)	Reexamina hipótesis proxy de Fama (1981)	1954-1976 1977-1990	Trimestral	EEUU	Identifica a la inflación per se como responsable de la mayor parte de la interacción dinámica con los rendimientos y a la tasa de interés como contribución sustancial en la correlación negativa entre los retornos y la inflación
Hagmann & Lenz (2004)	Reexaminan la relación empírica entre en RR y diferentes componentes de la inflación: inflación ex-post; inflación E; cambios en la inflación E e inflación NE	1954-2003	Trimestral	EEUU	El signo de la correlación entre el RR y la inflación (NE) depende del origen del shock (negativo para shocks de variables económicas reales, positivo en shocks monetarios). La correlación entre el RR y la inflación E es independiente del origen del shock estructural
Ang, Brière & Signori (2012)	Estudian la capacidad de las acciones individuales para actuar como cobertura frente a la inflación	1989-2010	Mensual	EEUU	Correlación negativa del rendimiento de mercado con la inflación. Subconjunto significativo de acciones con betas inflacionarios altos y significativamente positivos (de los sectores de Petróleo, Gas y Tecnología)
Cíner (2015)	Investiga si relación accionario e inflación depende de la persistencia de los shocks inflacionarios	1990-2012	Mensual	EEUU	Correlación entre rendimiento e inflación: negativa para shocks inflacionarios de LP y positiva para shocks de inflación NE. Ésta última correlación positiva en sectores vinculados a <i>commodities</i> (carbón, mineral, combustible, oro, agricultura) e industrias relativas a la tecnología (teléfonos, software)
Cagan (1974)	Estudian si las acciones son una cobertura contra la inflación usando datos internacionales	1939-1969	Anual	Diferentes países: europeos, norteamericanos y asiáticos	Un grupo amplio de acciones son cobertura contra la inflación, excepto en situaciones hiperinflacionarias o de devastación post-guerra, pero no simultáneamente a ellas
Branch (1974)		1953-1969	Anual	22 países: europeos, norteamericanos latinoamericanos	Evidencia de que las acciones son una protección parcial (y no completa) contra la inflación a LP

Autor (año)	Objetivo	Fuente de información			Resultados
		Periodo	Frecuencia	Mercado	
Firth (1979)	Examina la relación inflación y rendimiento de las acciones comunes usando datos británicos	1955-1976	Mensual	Inglaterra	Parte de la evidencia soporta la hipótesis de Fisher. No encuentran relación negativa fuerte entre rendimiento e inflación: betas cercanos a cero y algunos no significativos estadísticamente
		1919-1976	Anual		
Solnik (1983)	Presenta tests de la relación entre las expectativas de inflación y los precios de activos para los principales mercados de valores	1971-1980	Mensual	9 países	Los movimientos de precios de acciones señalan revisiones (negativas) en las expectativas inflacionarias. Débil efecto de tasa de interés real para algunos de estos países (Japón, Alemania, Suiza, Francia)
Gultekin (1983)	Investiga empíricamente la relación entre el rendimiento de las acciones comunes y la inflación	1947-1979	Mensual	26 países	No encuentran relación positiva fiable entre rendimientos nominales de las acciones e inflación. Determinan que la relación retorno accionario/inflación no es estable en el tiempo y que hay diferencias entre los países (países con mayor inflación, presentan mayores rendimientos nominales)
Choudhry (2001)	Investiga la relación a CP entre el rendimiento accionario (nominal y real) y la inflación E, en países de alta inflación	1981-1998 (Argentina, México, Chile) 1985-1998 (Venezuela)	Mensual	4 países: Argentina, México, Venezuela, Chile	Relación positiva entre rendimiento actual e inflación actual (activos actúan como cobertura). Inflación pasada influye en la tasa actual de rendimiento. Cierta evidencia de una relación inversa entre los RR actuales y la inflación actual y un período rezagada
Guerra (2012)	Analiza empíricamente la relación entre la tasa de inflación y el rendimiento nominal de las acciones	1993-2013	Mensual	Argentina	Relación negativa de CP entre el rendimiento e inflación durante 2002-2013. Para 1993-2001 las estimaciones no son concluyentes. Estudio de LP no permite confirmar una relación rendimiento - inflación positiva
Dapena (2013)	Analiza la correlación entre los precios de las acciones y e inflación	2003-2013	Mensual	Argentina	Relación positiva entre el rendimiento de una canasta diversificada de acciones y la inflación
Lanche-Bode (2015)	Describe el comportamiento del mercado de capitales como fuente de financiamiento y resguardo contra la inflación	1975-2013	Anual	Argentina	Relación positiva entre rendimientos accionarios e inflación: las acciones son una cobertura contra la pérdida de poder adquisitivo

Autor (año)	Objetivo	Fuente de información			Resultados
		Periodo	Frecuencia	Mercado	
López (2016)	Examina la relación entre retornos accionarios e inflación en Argentina y los compara con Brasil	2002-2014	Mensual	Argentina y Brasil	Relación negativa entre inflación y retornos accionarios reales, fundamentalmente originada en la inflación NE

Referencias: RR: Rendimiento Real; E: Esperada; NE: No Esperada; CP: Corto Plazo; LP: Largo Plazo.

Fuente: Elaboración propia.

3. Metodología.

El objeto de estudio se centra en las metodologías de valoración de empresas en mercados emergentes y contextos inflacionarios, a través de un modelo tipo APT. Se busca identificar qué factores macroeconómicos se vinculan con el rendimiento requerido de un conjunto de acciones en el mercado de capitales argentinos, haciendo especial hincapié en la inflación. Se propone un tratamiento de la temática en el marco de una investigación descriptiva cuantitativa (correlacional) y en la última etapa, explicativa. Para ello se trabaja con un enfoque de base teórico-empírica.

Para el diseño del modelo formal se realiza un abordaje teórico del tema, con base principalmente en artículos científicos vinculados a la relación entre la tasa de rendimiento de activos y la inflación. El análisis empírico está centrado en el estudio del rendimiento de las acciones en el mercado de capitales argentino en el lapso 2005-2014 y las vinculaciones con variables de interés, principalmente macroeconómicas (como la inflación, el tipo de cambio, el producto bruto interno, el rendimiento del mercado, etc.), incluyendo asimismo pruebas de control con variables microeconómicas (como el sector, el tamaño, entre otras).

3.1. Fuentes de información y variables de interés.

Para abordar el objetivo propuesto se construye una base de datos de panel, con registros mensuales para un período de 10 años de variables macroeconómicas y de información microeconómica de 19 empresas, constituyendo una matriz de 120 x 19. Para la elaboración de la base de datos se utiliza información secundaria recopilada por el grupo de investigación.

Los datos microeconómicos, es decir, a nivel empresa, provienen de fuentes oficiales de acceso público, como la Bolsa de Comercio de Buenos Aires (BCBA), la Comisión Nacional de Valores de la República Argentina (CNV) y el Instituto Argentino de Mercado de Capitales (IAMC). En este estudio se utiliza información de 19 de las 25 empresas que componen el Merval 25 a mayo de 2015. No fue posible completar la base de datos con el total de compañías que integran el índice por falta de información (algunas firmas no forman parte del Merval durante el período completo de relevamiento 2005-2014 o no se obtienen los Estados Contables individuales, solo los consolidados). Las 19 empresas incluidas en la base son clasificadas en tres sectores definidos *ad-hoc*, como se presenta a continuación:

- Sector energía y distribución: Transener SA, Endesa Costanera SA, Petróleo Brasileiro Petrobras SA, YPF SA, Edenor SA, Central Puerto, Petrobras Argentina SA, Transportadora de Gas del Sur, Petrolera Pampa SA, Transportadora de Gas del Norte SA.
- Sector industrial: Mirgor SA, Tenaris SA, Aluar SA, Molinos Río de La Plata SA.
- Sector bancario: Grupo Financiero Galicia SA, Banco Macro SA, BBVA Banco Francés SA, Banco Hipotecario SA.

Observación: La empresa Telecom Argentina SA forma parte de la base y no fue clasificada dentro de ningún sector a fin de no adicionar una variable *dummy* sectorial solo por una empresa. Todas las empresas fueron analizadas individualmente, además de someterlas al análisis sectorial presentado.

Las variables microeconómicas recopiladas son:

1. El precio promedio mensual de cada acción, según su cotización de mercado obtenida de la BCBA. Con base en esta información se calcula la variable dependiente del estudio: rendimiento mensual nominal de cada empresa, en su versión logarítmica (ecuación 4) y aritmética (ecuación 5). En el análisis financiero y econométrico de series de tiempo, uno de los beneficios de emplear rendimientos, en lugar de cotizaciones, reside en la normalización ya que permite comparar activos independientemente del problema de escalas en precios (Hudson & Gregoriou, 2010).

$$\tilde{R}_t = \ln \left(\frac{\text{Precio}_t}{\text{Precio}_{t-1}} \right) \quad (4)$$

$$\tilde{R}_t = \frac{\text{Precio}_t - \text{Precio}_{t-1}}{\text{Precio}_{t-1}} \quad (5)$$

2. La capitalización de la empresa mensualmente, según información de la BCBA y el IAMC.

3. Información contable vinculada a cada empresa (activo, pasivo, patrimonio neto, ventas, margen bruto, resultado ordinario): se registra trimestralmente tomando la información publicada por la CNV y la BCBA. Debido a la frecuencia de recopilación de estas variables no es posible utilizarlas en diferencia para un período mensual en el análisis econométrico multivariado.

4. Los dividendos abonados a los accionistas, en efectivo y en especie, según la BCBA.

5. Sector de cada empresa, según la clasificación del IAMC.

6. Otros ratios vinculados al precio, que no serán utilizados en el presente trabajo (tales como el PER, P/VL, coeficiente beta, etc.). Las fuentes son los informes mensuales del IAMC.

Las variables macroeconómicas cuantificadas son las siguientes:

1. Rm (Merval): corresponde al rendimiento del Índice Merval en pesos ajustado por pago de dividendos y *splits*, obtenido de Yahoo Finance (<http://finance.yahoo.com/>). El índice bursátil Merval es un agregado accionario que considera empresas abiertas del mercado argentino, ponderando su participación en la cartera teórica del índice según su liquidez de acuerdo a dos criterios: número de operaciones efectuadas y volumen efectivo operado.

2. Rm (Burcap): corresponde al rendimiento del Índice Burcap, obtenido de Yahoo Finance. Se trata de un índice de mercado compuesto por las mismas acciones que el anterior, pero considera la capitalización bursátil como criterio para la ponderación relativa de cada empresa en el agregado, en lugar de la liquidez. De este modo, el Burcap refleja el comportamiento bursátil del mercado argentino considerando el tamaño de las empresas.

3. Rfl_Tbonds: rendimiento de los bonos del Tesoro de EEUU a 30 años, consultado en Yahoo Finance.

4. Rf2_EMBI: tasa del principal indicador de riesgo país (*Emerging Markets Bonds Index* o Indicador de Bonos de Mercados Emergentes) correspondiente a Argentina según JP Morgan, expresada en puntos básicos (1%=100 puntos básicos). Representa la diferencia de tasa de interés que pagan los bonos denominados en dólares, emitidos por países subdesarrollados y los Bonos del Tesoro de EEUU. Obtenido del Centro de Economía Internacional (<http://www.cei.gob.ar/>).

5. Rf_tbond+EMBI: tasa de rendimiento estimada mediante la suma del rendimiento de los bonos de la Tesorería de EEUU a 30 años y la tasa EMBI (Tb30y+EMBI). Los rendimientos son re-expresados en equivalente mensual.

6. Rf3_Disc: Tasa Interna de Retorno anual de los Bonos Discount en pesos con legislación argentina, descargada desde Puente Net (<http://www.puentenet.com/>). Se trata de títulos de renta fija emitidos por el Gobierno Nacional de la República Argentina en moneda local en el año 2003 con 30 años de vida (vencimiento en 2033). Tienen la particularidad de abonar una parte de los intereses devengados en efectivo y capitalizar la otra. Se amortizan en 20 cuotas semestrales pagaderas a partir de 2024.

7. Rf4_Boden: Tasa Interna de Retorno anual de los Boden 2012, obtenida a través de Puente Net. El Boden 2012 es un bono emitido por el Gobierno Nacional de la República Argentina en dólares estadounidenses en el año 2002, en plena crisis posconvertibilidad. El vencimiento operó en 2012. El interés pagadero semestralmente toma como referencia la tasa Libor. El bono se amortizó en 8 cuotas anuales, consecutivas y equivalentes (12,5%) a partir de 2005.

8. R-MervU\$S: último rendimiento mensual observado en dólares del índice Merval, descargada desde Puente Net.

9. R-BurcU\$S: último rendimiento mensual observado en dólares del índice Burcap, obtenida a través Puente Net.

10. PRM(merv): diferencia de rendimiento mensual en dólares calculado tomando como referencia de rendimiento de mercado el índice Merval (R-MervU\$S-Rf_tbond+EMBI).

11. PRM(burc): diferencia de rendimiento mensual calculado tomando como referencia de rendimiento de mercado el índice BURCAP (R-BurcU\$S - Rf_tbond+EMBI).

12. Inflación1_INDEC01: Índice de precios al consumidor (promedio mensual) informado por el INDEC en base enero 2001 para el período enero 2001 - diciembre 2013.

13. Inflación2_INDEC13: Índice de precios al consumidor nacional urbano (promedio mensual) informado por el INDEC en base diciembre 2013 para el período enero 2014 - diciembre 2014.

14. Inflación3_INDEC01comp: Índice de precios al consumidor (promedio mensual) en base enero 2001 para el período enero 2001 - diciembre 2014, calculado a partir de las series anteriores informadas por el INDEC (Inflación1_INDEC01 e Inflación2_INDEC13).

15. Inflación4_INDEC04: Índice de precios al consumidor (promedio mensual) en base enero 2004 para el período enero 2001 - diciembre 2014, calculado partir de las series informadas por el INDEC (Inflación1_INDEC01 e Inflación2_INDEC13).

16. IPCCong: Índice de precios al consumidor (promedio mensual) en base abril 2011 resultante de un informe presentado por la Comisión de Libertad de Expresión de la Cámara Baja a partir de los relevamientos efectuados por diversas consultoras privadas. Comprende el periodo abril 2011 - marzo 2015.

17. IPCBevaq: Índice de precios al consumidor (promedio mensual) en base enero 2001 proveniente de un registro de precios realizado por Graciela Bevacqua (ex-directora de Precios en el INDEC). Comprende el periodo enero 2001 - marzo 2015.

18. IPCpricest: Índice de precios al consumidor (promedio mensual) en base enero 2008 creado a partir del registro de precios de la firma *State Street Global Markets* (ex-inflación verdadera). Comprende el periodo enero 2008 - febrero 2015.

19. CVSprivform: Coeficiente de Variación Salarial en base abril 2012 elaborado por el INDEC considerando el salario promedio por trimestre de una muestra de ocupados formales aportantes al SIJP. Comprende el periodo septiembre 2001- febrero 2015.

20. TCNof: tipo de cambio oficial pesos por dólar calculado como promedio mensual. La serie histórica se descarga del Diario *Ámbito Financiero* (<https://www.ambito.com/contenidos/mercados.html>).

21. TCNpa: tipo de cambio paralelo o no oficial pesos por dólar calculado como promedio mensual. La serie histórica se descarga del Diario *Ámbito Financiero*.

22. TCNliqui: tipo de cambio pesos por dólar correspondiente a la operación conocida vulgarmente como “contado con liquidación” calculado como promedio mensual. Se conoce como contado con liquidación a la operación mediante la que una persona o empresa puede cambiar pesos argentinos por dólares en el exterior. Operan adquiriendo en Argentina títulos (bonos) de deuda pública (emitidos en dólares que cotizan en la bolsa de Nueva York) como el Boden 2012, Bonar X o Boden 2015 que luego liquidan al contado en una cuenta en el exterior (por medio de una entidad financiera o banco de confianza). La serie histórica se descarga del Diario *Ámbito Financiero*.

23. PIB_corriente: Producto Interno Bruto a precios de mercado en miles de pesos, obtenido de la Dirección Nacional de Cuentas Nacionales del INDEC.

24. PIB_cte 04: Producto Interno Bruto en miles de pesos constantes con base 2004, obtenido de la Dirección Nacional de Cuentas Nacionales del INDEC. La frecuencia trimestral de las variables PIB provoca que no sea consistente utilizarlas en diferencia para un período mensual en el análisis econométrico multivariado.

Sistematizando la información anteriormente descripta, se consigue armar una base de datos de panel, donde la variable tiempo (t) es mensual, presentando datos para 120 meses desde 2005 a 2014, y la variable de panel (n) representa cada empresa. La base presenta un panel de 19 x 120 fuertemente balanceado, alcanzando un número de 2.280 observaciones. La variable dependiente es

el rendimiento requerido del conjunto de acciones en el mercado de capitales argentinos. Las variables independientes se presentan en la Tabla A.1 incluida en el Anexo.

3.2. Métodos de análisis.

Para llevar a cabo el estudio se utilizan métodos estadísticos y econométricos (válidos para un panel de datos) en pos de analizar la información obtenida. Los datos se procesan en una planilla de cálculo y son exportados como archivo de extensión *dta* al software econométrico Stata SE versión 11.1. Inicialmente se realizan análisis univariados y bivariados, estudiando las tendencias de las variables relevadas y examinando la correlación entre las mismas, respectivamente. Luego, a partir de la información brindada por estas pruebas, se efectúan estimaciones multivariadas con diferentes especificaciones.

Previo a los análisis en sí mismos, se realizan una serie de pruebas estadísticas a fin de verificar las propiedades de los datos, empleando para ello el mencionado software econométrico. En primer lugar, se examina la estacionariedad de las series. Este procedimiento resulta necesario cuando se analizan series temporales ya que permite identificar la potencial presencia de algún tipo de tendencia en las series bajo estudio. Si éste fuera el caso, existe la posibilidad de arribar a conclusiones erróneas, incurriendo en lo que se denomina una regresión espuria, esto es, una regresión que muestra la existencia de una relación estadísticamente significativa entre las variables cuando, en realidad, el resultado sólo es consecuencia del movimiento tendencial de las series (Gujarati & Porter, 2011). Para el análisis de la estacionariedad de las series se aplicaron distintas pruebas de raíz unitaria: *Dickey-Fuller* (DF), *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), *Phillips-Perron* (PP) y *Zivot Andrews* (ZA). Éste último test permite comprobar si se trata de una serie estacionaria con quiebre en la tendencia, en el intercepto o en ambos.

Al trabajar con series de tiempo pueden encontrarse diferentes situaciones (Montero, 2013):

a) Si las variables son estacionarias en niveles (es decir, integradas de orden 0) los coeficientes estimados por MCO muestran relaciones de largo plazo.

b) Si las variables no son estacionarias en niveles, pero son integradas del mismo orden (por ejemplo I(1): estacionarias en primera diferencia) y están cointegradas se puede realizar la regresión por MCO para estimar los efectos a largo plazo y el modelo de corrección de errores para obtener los efectos a corto plazo.

c) Si las series son no estacionarias del mismo orden y no están cointegradas: no puede estimarse la relación entre ambas porque la regresión es espuria.

d) Si las series son no estacionarias de orden distinto entre sí: no puede estimarse la relación entre ambas.

El presente estudio encuadra en el supuesto b, por lo tanto, además de analizar la estacionariedad de las series se evaluó su cointegración. Por definición, las variables temporales xt e yt estacionarias de orden 1 (es decir son I(1)) están cointegradas cuando puede practicarse una regresión lineal $yt = a + bxt + ut$, y el residuo es estacionario, es decir, $ut = -a + yt + bxt$ es I(0). Entonces, los requisitos para definir la cointegración son: (i) que dos variables sean estacionarias de orden 1 y (ii) que exista una combinación lineal de ambas que sea estacionaria de orden 0. Cuando ambas condiciones se cumplen se dice que las variables están cointegradas. Cointegración significa que existe una relación, a largo plazo, entre las variables. En definitiva, si xt e yt están cointegradas significa que, aunque crezcan en el tiempo (t), lo hacen de una forma completamente acompasada, de forma que el error entre ambas no crece. Es decir, si en la regresión $y = a + bx + u$, u es estacionario

(I(0)) entonces b refleja relaciones de largo plazo. Para testar la cointegración se aplica el método de Engle y Granger que consiste en estimar los residuos del modelo de regresión y aplicar pruebas de estacionariedad a los residuos estimados.

Adicionalmente a las pruebas de estacionariedad y cointegración realizadas sobre las series de tiempo, se efectúan diferentes pruebas estadísticas sobre las regresiones elegidas, de modo de poder verificar el cumplimiento de los supuestos básicos del método de mínimos cuadrados ordinarios.

El análisis multivariado se realiza utilizando alternativamente los siguientes modelos para datos de panel (Wooldridge, 2002, 2015; Greene, 2003; Gujarati, 2004; Kennedy, 2008):

- Regresión agrupada o *pool*: Se utiliza el método de mínimos cuadrados ordinario, omitiendo las dimensiones de espacio y tiempo, es decir, fusionando el panel. Se realiza el Test de Breusch y Pagan para verificar si existe heteroscedasticidad. Para ajustar la regresión por heteroscedasticidad se utiliza el método de White.

- Modelo de efectos aleatorios o *random effects*: Esta regresión implica suponer que el intercepto no es el mismo para todas las unidades transversales. Se estima el modelo y se testea si efectivamente existen efectos no observables. Para ello se utiliza la Prueba del Multiplicador de Lagrange (LM) de Breusch y Pagan para efectos aleatorios. El test de Hausman permite analizar si en caso de existir efectos inobservables deben modelarse bajo efectos fijos o aleatorios.

- Modelo de efectos fijos o *fixed effects*: Supone que las diferencias entre unidades no son aleatorias, sino constantes o fijas. Para probar si es adecuada la estimación con efectos fijos se crean variables dicotómicas de intersección diferencial. Se realiza una prueba de F restrictiva para analizar si corresponde incluir estas variables dicotómicas de estado.

- Modelo de efectos temporales o *two-way fixed effects*: Agrega variables dicotómicas que capturan eventos comunes a todos los estados para determinados momentos de tiempo (por ejemplo, años de crisis).

4. Resultados.

4.1. Análisis descriptivo de tendencias.

Se realizan análisis de estacionariedad de las series encontrándose los resultados presentados en la Tabla A.2 del Anexo. En líneas generales, se observa que todas las series son integradas de primer orden, esto es, estacionarias en primeras diferencias. Para variables como la inflación y el tipo de cambio, esto implica efectuar las pruebas con los diferenciales de cada serie, generando variables a tal efecto. Por ejemplo, para la inflación el diferencial se define como:

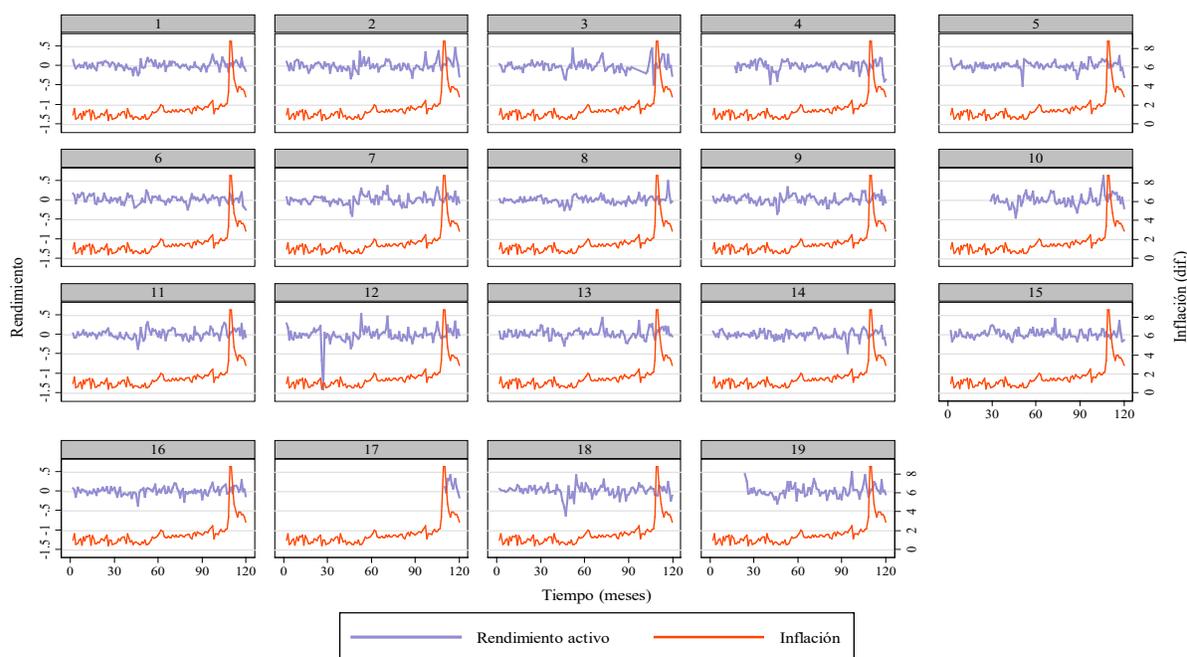
$$d.\text{inflación} = \Delta \text{inflación} = \text{inflación}_t - \text{inflación}_{t-1}$$

Por el contrario, en los casos de métricas de rendimientos, siendo que su cálculo ya implica estimar una diferencia o variación entre períodos, la estacionariedad se encuentra sobre las variables sin ajustar. Por su naturaleza, el rendimiento se estima como:

$$(\text{variable}_t - \text{variable}_{t-1}) / \text{variable}_{t-1}; \text{ o bien, } \ln(\text{variable}_t / \text{variable}_{t-1})$$

La base cuenta con 2078 datos de rendimientos de acciones con media en 1,14% mensual (existen algunos datos perdidos para dos de las empresas) y la inflación presenta 2.280 datos inflacionarios, con una media en niveles de 176,53. En la Ilustración 1 se presentan las series de rendimientos de cada empresa del panel (de 1 a 19) y la serie de diferencial inflacionario sobre la variable Inflación4_INDEC04, para analizar las tendencias gráficamente. En términos agregados, puede observarse que los rendimientos siguen en promedio movimientos sin tendencia definida, mientras que la serie inflacionaria presenta un diferencial con tendencia creciente y cada vez con mayor amplitud de movimientos.

Ilustración 1. Series temporales de rendimiento de cada empresa y diferenciales inflacionarios.



Fuente: Elaboración propia a partir de software econométrico.

Se examinan asimismo los coeficientes de correlación entre el rendimiento de las acciones y las diferentes medidas de inflación, en niveles y en diferencias (Tabla 2), siendo todos ellos positivos. Debemos aclarar que el coeficiente de correlación entre todas las variables que monitorean la inflación en niveles es de 0,99; mientras que en diferencias arroja valores entre 0,21 y 0,93.

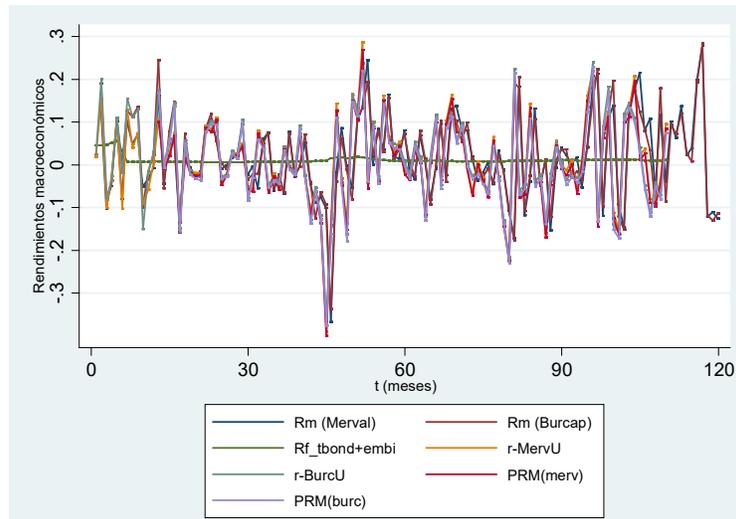
Tabla 2. Correlaciones entre el rendimiento y las variables inflacionarias (π_t).

π_t en niveles	π_t INDEC	π_t Cong	π_t Bevaq.	π_t Pricestat	π_t CVS
Rendimiento (R_{it})	0,2364	0,2378	0,2416	0,2382	0,2508
π_t en diferencias	π_t INDEC	π_t Cong	π_t Bevaq.	π_t Pricestat	π_t CVS
Rendimiento (R_{it})	0,1540	0,2086	0,2359	0,0919	0,1607

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las series temporales de rendimiento de los índices de mercado (Ilustración 2), las variables presentan una conducta correlacionada positivamente, siguiendo en promedio el mismo patrón de comportamiento. Por el contrario, la tasa libre de riesgo ajustada por riesgo país (T-bonds +EMBI) presenta una conducta más estable, es decir, de menor varianza, lo que resulta esperable por su naturaleza.

Ilustración 2. Series temporales de rendimientos de índices de mercado y títulos públicos.



Fuente: Elaboración propia a partir de software econométrico.

En particular, se analiza la correlación entre los rendimientos de los activos versus los de diferentes títulos libres de riesgo, presentándose correlaciones positivas con tasas libres de riesgo internacionales, como la de los bonos del tesoro de EEUU, mientras que la correlación es negativa cuando se utilizan rendimientos libres de riesgo que incorporan el riesgo país, como el rendimiento que surge de la tasa T-bonds+EMBI, de los bonos Discount o de los bonos Boden (Tabla 3).

Tabla 3. Correlaciones entre el rendimiento y tasas libre de riesgo (Rf_t).

Rf_t	Rf_t T-bonds	Rf_t T-b+EMBI	Rf_t Disc.	Rf_t Boden
Rendimiento (R_{it})	0,1663	-0,3163	-0,2429	-0,1988

Fuente: Elaboración propia.

Si se estiman las correlaciones entre los títulos, se encuentra que el rendimiento de los T-bonds presenta una correlación negativa entre -0,91 y -0,83 con cualquiera de los otros proxies de la tasa libre de riesgo, que tienen un plus por incorporar el riesgo país. Por el contrario, entre las tasas libre de riesgo que contemplan el riesgo país, la correlación es positiva y alta, de entre 0,93 y 0,94.

Luego se realiza un análisis similar para conocer los coeficientes de correlación entre el rendimiento de las acciones y las diferentes medidas de rendimiento de mercado (Tabla 4), siendo la

correlación significativamente más fuerte cuando se utilizan los rendimientos de los índices bursátiles Merval y Burcap en moneda local (\$).

Tabla 4. Correlaciones entre el rendimiento y tasas de rendimiento de mercado (Rm_t).

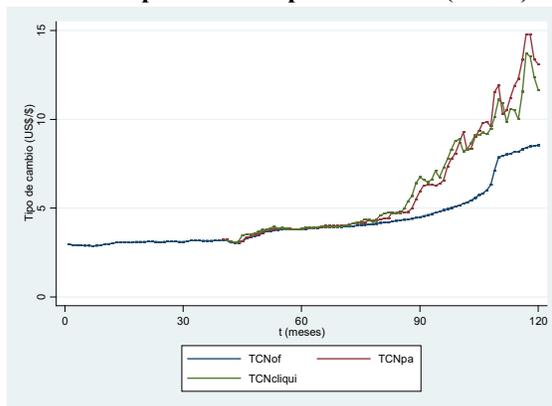
Rm_t	Rm_t Merval \$	Rm_t Burcap \$	Rm_t Merval US\$	Rm_t Burcap US\$	PR(Rm_t) Merval US\$	PR(Rm_t) Burcap US\$
Rendimiento (R_{it})	0,4692	0,4278	0,0961	0,0787	0,0987	0,0811

Fuente: Elaboración propia.

Si se estudian las correlaciones cruzadas entre los proxies de Rm_t , los índices Merval y Burcap en la misma moneda, sea pesos o dólares, presentan una correlación positiva y alta de 0,96 ó 0,97. Si se calculan las correlaciones entre los índices en diferentes monedas, los coeficientes bajan significativamente, rondando un valor de 0,25. Y, naturalmente, el premio del riesgo de cada índice con el índice en cuestión presenta una relación positiva casi perfecta de 0,999.

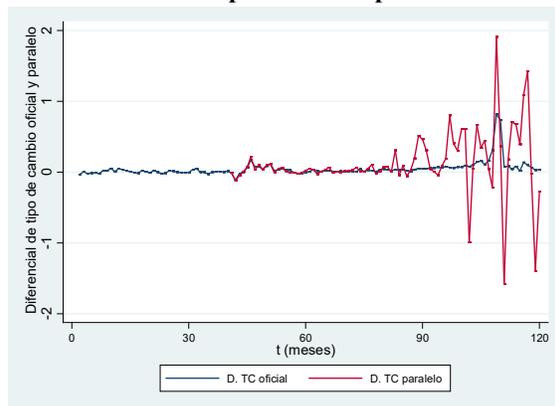
En relación al tipo de cambio, la tendencia es creciente sobre todo en la segunda mitad del período bajo estudio (Ilustración 3), en donde se observa un incremento significativo en la varianza, principalmente del tipo de cambio paralelo (Ilustración 4).

Ilustración 3.
Series temporales del tipo de cambio (US\$/\$).



Fuente: Elaboración propia a partir de software econométrico.

Ilustración 4.
Diferenciales temporales del tipo de cambio.



Fuente: Elaboración propia a partir de software econométrico.

Cuando se estudian las correlaciones de los rendimientos de los activos y el tipo de cambio en niveles se encuentran coeficientes positivos; mientras que, si se trabaja con el tipo de cambio en diferencias, el contado con liquidación pierde relevancia y el tipo de cambio oficial presenta una correlación negativa (Tabla 5).

Al analizar la correlación en niveles entre el tipo de cambio oficial y el paralelo se encuentra un valor alto, de 0,965, al igual que cuando se correlaciona el tipo de cambio oficial con el contado con liquidación, donde el coeficiente es de 0,946. La correlación entre el tipo de cambio paralelo con el contado con liquidación es de 0,986.

Si se estudian las correlaciones en diferencias, los coeficientes son algo menores: el tipo de cambio oficial y el paralelo se correlacionan en 0,58; el tipo de cambio oficial y el contado con liquidación en 0,53; y, por último, el tipo de cambio paralelo y el contado con liquidación en 0,36.

Tabla 5. Correlaciones entre el rendimiento y las variables de tipo de cambio (TC_t).

TC_t en niveles	TC_t oficial	TC_t paralelo	TC_t c. liquid
Rendimiento (R_{it})	0,1621	0,1590	0,1376
TC_t en diferencias	TC_t oficial	TC_t paralelo	TC_t c. liquid
Rendimiento (R_{it})	-0,0018	0,1691	0,0002

Fuente: Elaboración propia.

En la Tabla 6 se presenta la correlación entre los rendimientos de los activos y el PIB en términos corrientes y constantes (base 2004), encontrándose resultados para los coeficientes de correlación menores a 0,10, valores bajos posiblemente vinculados a la diferencia de frecuencia de ambas series. La variable PIB no se puede calcular en diferencias con periodicidad mensual por lo explicado anteriormente. Entre las series de PIB se presenta una correlación positiva y alta, con un coeficiente de 0,894.

Tabla 6. Correlaciones entre el rendimiento y producto bruto interno (PIB_t).

PIB_t en niveles	PIB_t corriente	PIB_t constante
Rendimiento (R_{it})	0,0982	0,0343

Fuente: Elaboración propia.

Por último, en cuanto a las variables de tamaño de la empresa en vinculación a los rendimientos, se presentan los resultados en la Tabla 7. Nuevamente las variables de tamaño medidas contablemente no se pueden calcular en diferencias con periodicidad mensual. Entre las variables de tamaño, activo y patrimonio neto se correlacionan en 0,88, mientras que la capitalización presenta una correlación con las medidas contables de tamaño que ronda entre 0,74 y 0,86 respectivamente.

Estos análisis de tendencias y correlaciones permiten predecir con qué variables explicativas se espera una relación más fuerte, cuáles variables no pueden ser incluidas en simultáneo por la potencial multicolinealidad y cuáles serían las especificaciones posibles dadas las limitaciones en los datos. Este análisis se desarrolla en la siguiente subsección.

Tabla 7. Correlaciones entre el rendimiento y tamaño (T_{it}).

T_{it} en niveles	T_{it} según activos	T_{it} según patrimonio neto	T_{it} según capitalización
Rendimiento (R_{it})	0,0864	0,0585	0,1125

Fuente: Elaboración propia.

4.2. Análisis econométrico.

El modelo a estimar bajo diferentes especificaciones es el presentado en la ecuación 4, donde el rendimiento observado de las acciones se encuentra linealmente relacionado con variables macroeconómicas, como la inflación, el tipo de cambio, la tasa de rendimiento libre de riesgo, el rendimiento de mercado, así como con variables dicotómicas de efectos temporales para los años 2008, 2011 y 2013, y con variables de control binarias que identifican la pertenencia a diferentes sectores de la economía y efectos fijos por empresas.

Las variables *dummies* temporales se definen por factores político-institucionales que condicionan el contexto económico, de los que se espera influyan en el desempeño de las empresas: el año 2008 por la crisis financiera internacional, el año 2011 por la implementación de la política de regulación del mercado cambiario argentino (percepción y restricciones para compra de divisas) y el año 2013 debido al aumento de la percepción sobre la compra de divisas y ampliación de operaciones alcanzadas.

$$\tilde{R}_i = \alpha + \beta_1 * \pi_t + \beta_2 * TC_t + \beta_3 * Rf_t + \beta_4 * Rm_t + \beta_5 * Rm'_t + \beta_6 a_{2008} + \beta_7 a_{2011} + \beta_8 a_{2013} + \beta_9 s.1 + \beta_{10} s.2 + \beta_i e_i + \tilde{\varepsilon}_i \quad (6)$$

Debemos aclarar que el modelo no incluye la variable PIB debido a que la misma no es estacionaria en niveles, no siendo consistente trabajar con sus diferencias por la periodicidad trimestral del dato. Asimismo, la falta de inclusión de una variable de control por tamaño de las firmas se debe a la presencia de endogeneidad (si se usase la capitalización bursátil) y el problema de la no estacionariedad en niveles, en caso de emplearse las variables de información contable de periodicidad trimestral.

Se prueban alternativamente varios modelos con diferentes especificaciones siguiendo la ecuación 6, informándose los resultados para cinco de ellos que fueron seleccionados en la Tabla 8, a partir de los cuales se desprenden los principales hallazgos. Aparecen en esta tabla los coeficientes estimados para las variables independientes y, entre paréntesis, los errores estándar de los mismos.

Tabla 8. Modelos de regresión del rendimiento de acciones en el mercado argentino.

Variabes / Modelos	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
Inflación INDEC base 2004 ♦	0,0179 (0,0049) ***	0,0144 (0,0051) ***	-0,0089 (0,0028) ***		
Inflación PriceStat ♦				-0,0045 (0,0018) ***	-0,0041 (0,0012) ***
Tipo de cambio oficial ♦	-0,1867 (0,0500) ***	-0,1783 (0,0515) ***		0,0475 (0,0357)	
Tipo de cambio paralelo ♦			0,0383 (0,0115) ***		0,0312 (0,0104) ***
Rendimiento t-bonds	0,0181 (0,0037) ***				
Rendimiento t-bonds + EMBI		-0,5838 (0,3105) **	-8,1453 (1,2752) ***	-8,6944 (1,3249) ***	-8,2456 (1,2782) ***

VARIABLES / Modelos	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
Rendimiento Merval \$	0,5300 (0,0280) ***		0,5299 (0,0315) ***	0,5461 (0,0301) ***	0,5252 (0,0317) ***
Rendimiento Burcap \$		0,4692 (0,0280) ***			
Rendimiento Merval US\$	-0,0519 (0,0253) **				
Rendimiento Burcap US\$		-0,0800 (0,0256) ***			
Año 2008	-0,0478 (0,0082) ***	-0,0540 (0,0084) ***	-0,0620 (0,0106) ***	-0,0561 (0,0091) ***	-0,0606 (0,0105) ***
Año 2011	-0,0211 (0,0079) ***	-0,0328 (0,0080) ***	-0,0374 (0,0089) ***	-0,0357 (0,0087) ***	-0,0360 (0,0088) ***
Año 2013	0,0340 (0,0083) ***	0,0301 (0,0081) ***	0,0224 (0,0083) ***	0,0263 (0,0083) ***	0,0246 (0,0084) ***
Sector bancario	-0,0091 (0,0066) .	-0,0091 (0,0067) .	0,0057 (0,0083) .		0,0057 (0,0083) .
Sector energía y transporte	-0,0106 (0,0055) **	-0,0107 (0,0057) **	-0,0071 (0,0070) .	-0,0124 (0,0067) *	-0,0070 (0,0070) .
Sector industrial				-0,0057 (0,0081) .	
Constante	-0,0811 (0,0178) ***	0,0067 (0,0083) .	0,1049 (0,0167) ***	0,1174 (0,0181) ***	0,1061 (0,0167) ***

♦: Variable incluida en primera diferencia (el símbolo se omite en las variables de rendimientos por tratarse de variaciones per sé. Ver sección 4.1, nota al pie 13). La significancia individual se codifica de la siguiente manera: *** p<0,01; ** p<0,05, * p<0,1.

Fuente: Elaboración propia.

En la Tabla 9 se presentan los resultados de diferentes pruebas estadísticas efectuadas sobre los modelos elegidos, a fin de verificar el cumplimiento de los supuestos básicos del método de mínimos cuadrados ordinarios y la condición de cointegración. Asimismo, se estiman estadísticos que representan la bondad de ajuste de los modelos, situada entre el 22% y el 32%, siendo aceptables dichos niveles para el análisis con datos de panel. Todos modelos presentan significatividad conjunta según el test F.

En cuanto a los supuestos básicos para la estimación mediante MCO se determina la no existencia de autocorrelación en los residuos, a partir del análisis gráfico (Ilustraciones A.1-A.5 del Anexo). En relación a la homoscedasticidad del error, en los modelos I y II no se rechaza la hipótesis nula de varianza constante, por lo que es homoscedástico. En los modelos III, IV y V, el test de White no permite abordar a la misma conclusión. A pesar de ello, debido al tamaño de la muestra, puede afirmarse que los coeficientes estimados en las regresiones son consistentes y convergen a su valor verdadero. En referencia a la normalidad, si bien según el test de Jarque-Bera midiendo los atributos

de asimetría y curtosis, se rechaza la hipótesis nula en los cinco modelos, el teorema de Gauss-Markov demuestra que de todos modos los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios son los mejores lineales insesgados (Gujarati & Porter, 2011).

Tabla 9. Pruebas de propiedades de las regresiones seleccionadas.

Variabes / Modelos	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
R ² ajustado (bondad de ajuste)	0,2542	0,2190	0,3221	0,3141	0,3227
Test F (significatividad conjunta)	F: 65,31 p: 0,0000	F: 53,91 p: 0,0000	F: 66,93 p: 0,0000	F: 67,31 p: 0,0000	F: 67,11 p: 0,0000
Test White (homoscedasticidad)	χ^2 : 39,1265 p: 0,9578	χ^2 : 38,8818 p: 0,9604	χ^2 : 129,033 p: 4,8e-10	χ^2 : 134,568 p: 7,3e-11	χ^2 : 126,7296 p: 1,0e-09
Test de Jarque-Bera (normalidad)	S: 0,0000 K: 0,0000				
Test de Engle-Granger (cointegración)	$\beta_{l,r}$: -0,8797 p: 0,0000	$\beta_{l,r}$: -0,8355 p: 0,0000	$\beta_{l,r}$: -0,9362 p: 0,0000	$\beta_{l,r}$: -0,9576 p: 0,0000	$\beta_{l,r}$: -0,9527 p: 0,0000
Método de corrección de errores	$\beta_{l,r}$: -0,8460 p: 0,0000	$\beta_{l,r}$: -0,8165 p: 0,0000	$\beta_{l,r}$: -0,8821 p: 0,0000	$\beta_{l,r}$: -0,8972 p: 0,0000	$\beta_{l,r}$: -0,8899 p: 0,0000

F: estadístico F; χ^2 : estadístico chi cuadrado; $\beta_{l,r}$: coeficiente beta del rezago de la perturbación estocástica, p: p-value. S: asimetría; K: curtosis.

Fuente: Elaboración propia.

Al evaluar la cointegración, con el método de Engle-Granger, el residuo de la combinación lineal de las variables en primera diferencia resulta estacionario, por lo que se puede afirmar que las variables están cointegradas. Esto es, exhiben una relación de largo plazo y, por ende, los coeficientes pueden considerarse estables y consolidados.

En relación a los modelos seleccionados, los resultados más interesantes y controversiales se presentan en torno a las variables inflación y tipo de cambio, dado que los efectos encontrados son los opuestos si se comparan los modelos I y II, donde las variables se monitorean con estadísticas oficiales; versus las regresiones III, IV y V, donde una o las dos variables están medidas por indicadores alternativos. Si bien por su naturaleza estas variables están fuertemente correlacionadas y podrían provocar un problema de multicolinealidad, siendo que en este caso se trabaja con series intervenidas (y en diferencias), se pueden utilizar ambas variables simultáneamente en las regresiones pues la correlación entre ellas nunca supera el 75%.

En particular, con las estadísticas oficiales, la inflación presenta un efecto positivo cuando el del tipo del cambio es negativo (Tabla 10). El efecto positivo de la inflación, considerando que los rendimientos de los activos están medidos en términos nominales, brinda soporte del efecto de Fisher y es consistente con los hallazgos de Choudhry (2001). El efecto negativo del tipo de cambio puede interpretarse como la disminución en las operaciones de la firma, que derivan en un menor rendimiento.

Cuando se utilizan alternativas de medición para las variables inflación (PriceStat) y tipo de cambio (paralelo) los resultados se revierten (Tabla 10). De hecho, estos podrían considerarse más confiables debido a que la correlación entre las explicativas es sustancialmente menor y las mismas capturan expectativas del mercado, no reflejadas en las series oficiales por no ser producto de la interacción entre la oferta y la demanda. Este fenómeno se continuará estudiando para poder concluir acerca del “verdadero” efecto de la inflación y el valor de la divisa sobre los rendimientos de acciones en el mercado de capitales argentino.

Tabla 10. Efectos encontrados para inflación y tipo de cambio sobre el rendimiento de los activos.

	Modelos I y II	Modelos III	Modelos IV	Modelos V
Inflación en diferencias	+	-		
Tipo de cambio en diferencias	-	+		
Correlación entre las variables explicativas	0,747	0,219	0,552	0,035

Fuente: Elaboración propia.

Los hallazgos referidos a la relación positiva entre rendimiento accionario e inflación (medida a partir de estadísticas oficiales) son consistentes con las estimaciones multivariadas de Choudhry (2001) para el periodo 1981-1998 y con las correlaciones de Dapena (2013) y Lanche-Bonde (2015) para el lapso 2003-2013. Por su parte, el vínculo negativo encontrado en el presente estudio entre rendimientos nominales e inflación medida con fuentes alternativas no puede contrastarse con ningún antecedente, por ser el primero que emplea datos no oficiales para aproximar la variación en el nivel de precio. Sin embargo, pueden mencionarse tres relaciones negativas entre inflación oficial y rendimientos accionarios verificadas en el contexto argentino: con retornos reales (Choudhry, 2001 [período 1981 y 1998]; López, 2016 [lapso 2002-2014]) y nominales (Guerra, 2012 [brecha 2002-2013]).

Asimismo, se destacan algunos estudios que no han encontrado un vínculo estadísticamente significativo entre los precios de las especies y la inflación en Argentina como Raele (2011) y Guerra (2012) para el periodo de convertibilidad (1993-2001). En lo que respecta al tipo de cambio, el trabajo de Raele (2011) es el único antecedente identificado para contrastar, cuyos hallazgos muestran una relación positiva entre rendimientos y tasa de cambio del dólar para la especie TECO2 y negativa para el caso de APBR.

Como puede observarse, los resultados referidos a la influencia de la inflación y el tipo de cambio en el rendimiento de las acciones en el mercado argentino son divergentes y su comparabilidad se dificulta por diversas razones: escasez de estudios, diferencia en las ventanas temporales, discrepancia en factores explicativos incluidos y en la medición de los mismos, entre otros. Por tal motivo, no es posible identificar un efecto unívoco al respecto, destacándose la necesidad (ya marcada en 2002 por Swoboda) de extender y profundizar los estudios empíricos sobre el tema en el mercado de capitales argentino.

Respecto de las tasas de interés libres de riesgo, se observa un efecto dual. Por un lado, el rendimiento de los bonos del tesoro de EEUU exhibe un coeficiente positivo y altamente significativo (modelo I). Este vínculo positivo es similar a lo encontrado por Raele (2011) para la especie FRAN (BBVA Banco Francés) y por Swoboda (2002) quien emplea una tasa de interés en dólares para aproximar la relación. Por su parte, si se ajusta el rendimiento de los *T-bonds* adicionando el riesgo país de Argentina (EMBI) el coeficiente se torna negativo y significativo (modelos II a V), en consonancia con hallazgos de Swoboda (2002). Esto, en primer lugar, demuestra la importancia de ajustar las tasas libres de riesgo de acuerdo al riesgo soberano de cada país. En segunda instancia, puede ser un indicio del gran impacto negativo del riesgo institucional sobre los rendimientos de títulos privados que cotizan en el país, revertiendo la dirección del efecto (de positivo a negativo).

En referencia a los rendimientos del mercado medidos en moneda local (\$), a través de las variaciones sobre la cotización del índice Merval o el Burcap, el efecto es positivo, tal como se predice en los modelos de equilibrio dentro de las finanzas y de forma coincidente con los hallazgos de Raele

(2011) y Swoboda (2002). En moneda extranjera (US\$), los rendimientos de mercado medidos a través de los mismos índices presentan un efecto negativo sobre el rendimiento de los activos, lo que podría indicar que posibilidades de inversión alternativas desvían los fondos hacia inversiones internacionales. No se seleccionan modelos que incluyan simultáneamente el premio del riesgo de mercado debido a que estas variables están altamente correlacionadas con las de rendimiento de mercado en US\$ para cualquiera de los índices, por lo que podría presentarse un problema de multicolinealidad.

En cuanto a los efectos temporales capturados a través de las *dummies* para los años 2008, 2011 y 2013, los resultados son robustos y significativos en los 5 modelos seleccionados. El signo de las variables dicotómicas para el 2008 y 2011 es negativo, en concordancia con lo esperado, debido al efecto de la crisis financiera internacional y la intervención sobre el mercado cambiario. En el año 2013, la variable presenta signo positivo, posiblemente capturando el salto en las series inflacionarias y/o de tipo de cambio. Esto reafirma los resultados del test de estacionariedad de Zivot-Andrews, según el cual las series son estacionarias con quiebres (ya sea en el intercepto, la tendencia o ambos). En particular, en el caso de la inflación y el tipo de cambio, se presenta un quiebre en la observación 102, correspondiente al mes 6 del año 2013. Una observación de los datos en torno a este momento permite esbozar una hipótesis: en términos relativos y absolutos la variación positiva de la inflación o el tipo de cambio supera la variación negativa del rendimiento, por lo que la *dummy* temporal asume un signo positivo, contrarrestando el efecto de la variable macro sobre el rendimiento del activo.

En relación al cambio de intercepto por efectos sectoriales, puede afirmarse que en términos generales no se presentan resultados significativos. Sin embargo, el sector de energía y distribución presenta un rendimiento menor que el industrial (resultados significativos en modelos I y II) y también menores que el sector bancario (resultados significativos en el modelo IV). Tampoco se presentan resultados significativos para efectos fijos por empresa, por ello no se incluyen estas variables dicotómicas en los modelos seleccionados.

Debido a la existencia de cointegración, posiblemente los resultados indiquen relaciones de largo plazo, aunque en contextos de mercados emergentes, de poco tamaño y alta concentración, economías inflacionarias y de baja estabilidad institucional, las variables explicativas pueden presentar numerosos cambios estructurales. Por ende, el empleo del vocablo “largo plazo” debe interpretarse en el marco de lo antedicho, teniendo presente las particularidades de la economía durante el período bajo estudio en este país.

5. Conclusiones.

Este trabajo investiga empíricamente los factores macroeconómicos vinculados con el rendimiento requerido de un conjunto de acciones en el mercado de capitales argentinos, a través de un modelo tipo fijación de precios por arbitraje, haciendo especial hincapié en la inflación. Para el desarrollo del trabajo, se propone un tratamiento de la temática mediante una investigación descriptiva cuantitativa (correlacional) y en la última etapa, explicativa. Para ello se trabaja con un enfoque de base teórico-empírica. A efectos de plantear el modelo formalmente se realiza un abordaje teórico del tema, con base principalmente en artículos científicos vinculados a la relación entre la tasa de rendimiento de activos y la inflación. El análisis empírico está centrado en el estudio del rendimiento de las acciones de 19 empresas que cotizan en el mercado de capitales argentino en el lapso 2005-2014 y las vinculaciones con variables de interés, en especial macroeconómicas, con algunas pruebas de control con variables microeconómicas. En los párrafos a continuación se sintetizan y discuten los principales hallazgos.

Con respecto a los indicadores macroeconómicos de mercado, los resultados son robustos en relación al efecto sobre el retorno accionario nominal de las siguientes variables explicativas: rendimiento libre de riesgo (internacional: positivo; con riesgo país: negativo), rendimiento de mercado (en moneda local: positivo; en moneda extranjera: negativo); efectos temporales de períodos “bisagra” (año 2008 y 2011: negativo; año 2013: positivo) y efectos sectoriales (energía y distribución: negativo). Según estos hallazgos, los retornos nominales de las 19 acciones analizadas que integran el Merval 25 se asocian de forma positiva con la tasa libre de riesgo aproximada con la serie *T-bonds* (es decir, sin incorporar explícitamente el efecto del contexto argentino) y con el rendimiento del índice de mercado medido en pesos. Sin embargo, al incluir el riesgo país usando *T-bonds+EMBI* o al medir el rendimiento de mercado en dólares, se revierte el signo de la relación entre estas variables y los rendimientos nominales de las 19 empresas estudiadas, pasando a ser negativo. Este cambio en la dirección de la asociación entre los retornos accionarios estudiados y las variables explicativas “tasa libre de riesgo” y “rendimiento de mercado” en sus diferentes versiones (internacional/con riesgo país; pesos/dólares, respectivamente) exhibe la importancia de incluir en los modelos de valoración de acciones aspectos específicos del contexto examinado, como lo son el factor de riesgo local y el comportamiento de los índices de mercado en moneda local y extranjera. Asimismo, la evidencia obtenida resalta la relevancia de utilizar modelos APT en un contexto emergente y cambiante como el argentino, cuyas particularidades tornan dificultosa la utilización de métodos de fijación de precios con más restricciones y menos parámetros (por ejemplo, CAPM o D-CAPM). Esto coincide con lo expresado por Raele (2011) quien encuentra para el mercado de capitales argentino una mayor eficiencia del modelo APT respecto al resto.

En relación a las variables monetarias, los estudios internacionales o realizados en mercados desarrollados (principalmente EEUU) son numerosos y proporcionan evidencia empírica relativamente homogénea sobre la relación entre rendimientos accionarios e inflación, en general contradictoria al efecto de Fisher. Sin embargo, no sucede lo mismo con las investigaciones efectuadas en contextos emergentes, donde los trabajos son escasos y sus hallazgos divergentes. Específicamente, los resultados del presente documento no son determinantes en referencia al impacto de las variables inflación y tipo de cambio sobre el rendimiento de las acciones. En ese sentido, los modelos estimados con índices de variación de precios oficiales del INDEC (que exhiben una inflación contenida y de un nivel no tan elevado como las mediciones alternativas) parecen indicar que las acciones representan una cobertura contra la pérdida de poder adquisitivo de la moneda (vínculo positivo). En cambio, cuando las regresiones se efectúan con IPC de fuentes no oficiales (que implican una mayor depreciación monetaria) se registra un deterioro en el rendimiento de los activos ante mayores niveles de inflación. En este último caso, la relación entre retornos accionarios nominales e inflación se invierte pasando a ser negativa y concuerda con la evidencia empírica mayoritaria opuesta al efecto de Fisher.

En función de lo expresado en el párrafo precedente, se destaca la necesidad de extender y profundizar los estudios sobre valoración de activos de mayor riesgo en mercados poco desarrollados y altos niveles de inflación como el argentino para determinar el “verdadero” efecto de las variables monetarias sobre los rendimientos de las firmas. Esto resulta una tarea compleja, considerando tres fenómenos: i) el estudio de un mercado, que no solo se caracteriza como emergente, sino que presenta una inestabilidad política e institucional alta, con riesgo de expropiaciones, *defaults* por parte del Estado, turbulencias sociales o políticas y barreras al libre flujo de capitales; ii) el período bajo estudio, con atributos particulares en cuanto al mercado cambiario y la intervención del INDEC para la medición de la inflación; y iii) la escasez de información sobre variables explicativas clave no incluidas en las regresiones por ausencia de estacionariedad e imposibilidad de trabajar con sus diferencias (por ejemplo, inversión en activos).

Para finalizar con la síntesis de resultados empíricos, es importante destacar que el indicador macroeconómico de actividad aproximado con la variable PIB, si bien no se incluye en las estimaciones multivariadas por cuestiones de periodicidad de las series de datos disponibles presenta,

en los análisis bivariados de correlación, una relación positiva y alta con los rendimientos de las acciones.

Dentro de las contribuciones del presente trabajo, más allá de los hallazgos específicos comentados *ut supra*, una de las fortalezas está representada en el empleo de múltiples *proxies* para una misma variable de interés. En particular, la inflación fue testeada a partir de cinco medidas alternativas, el tipo de cambio con tres series, el rendimiento libre de riesgo a partir de cuatro títulos, el rendimiento de mercado mediante dos índices en dos monedas y la prima de riesgo a través de dos *proxies* (Tabla A.1 del Anexo). Asimismo, el hecho de trabajar con datos de panel representa una diferencia a la mayoría de estudios que abordan la temática, siendo la variable dependiente el rendimiento individual de las acciones, y no el rendimiento de un índice de mercado de manera agregada.

A modo de limitación puede mencionarse la carencia de series mensuales sobre algunas variables relevantes, así como la falta de actualización de la base con datos de los últimos 5 periodos. De todas formas, el grupo de investigación pretende continuar estudiando en profundidad el fenómeno a fin de encontrar una explicación robusta para las variables inflación y tipo de cambio. Para ello, se plantea sortear las limitaciones anteriormente mencionadas, intentar completar la base de datos (inicialmente diseñada con 25 empresas) y extender su amplitud temporal incorporando el rango 2015-2019. Asimismo, como futuras líneas de investigación se propone considerar otras pruebas complementarias y especificaciones diferentes sobre los modelos regresados, testeando por ejemplo el efecto de la inflación rezagada en varios periodos, regresiones individuales por empresa y nuevos indicadores para las variables explicativas.

Referencias

- Ang, A., Brière, M., & Signori, O. (2012). *Inflation and individual equities*. <http://basepub.dauphine.fr/handle/123456789/7847>
- Balduzzi, P. (1995). Stock returns, inflation, and the 'proxy hypothesis': A new look at the data. *Economics Letters*, 48(1), 47-53.
- Bodie, Z. (1976). Common Stocks as a Hedge against Inflation. *The Journal of Finance*, 31(2), 459-83.
- Branch, B. (1974). Common stock performance and inflation: An international comparison. *Journal of Business*, 47(1), 48-52.
- Burmeister, E., & Wall, K.D. (1986). The Arbitrage Pricing Theory and Macroeconomic Factor Measures. *Journal of Financial Review*, 21, 1-20.
- Cagan, P. (1974). Common Stock Values and Inflation - The Historical Record of Many Countries. *Supplement to NBER Report Thirteen*, 1-10. <http://www.nber.org/chapters/c4221.pdf>.
- Chen, N.F., & Ingersoll, J.E. (1983). Exact Pricing in Linear Factor Models with Finitely Many Assets: A Note. *The Journal of Finance*, 38, 985-988.
- Choudhry, T. (2001). Inflation and rates of return on stocks: evidence from high inflation countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 11(1), 75-96.

- Ciner, C. (2015). Are equities good inflation hedges? A frequency domain perspective. *Review of Financial Economics*, 24, 12-17.
- Dapena, J.P. (2013). *La evolución del índice Merval (precio de acciones) y la inflación*. Centro de Economía Aplicada. Universidad del CEMA, Departamento de Finanzas.
- Fama, E.F. (1981). Stock returns, real activity, inflation, and money. *The American Economic Review*, 71(4), 545-565.
- Fama, E.F., & French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, E.F., & MacBeth, J.D. (1974). Tests of the multiperiod two-parameter model. *Journal of Financial Economics*, 1(1), 43-66.
- Fama, E.F., & Schwert, G.W. (1977). Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 115-146.
- Firth, M. (1979). The Relationship between Stock Market Returns and Rates of Inflation. *The Journal of Finance*, 34(3), 743-757.
- Fornero, R. (2003). *Análisis Financiero en Condiciones de Inflación*. Documento de trabajo. Universidad Nacional de Cuyo.
- Geske, R., & Roll, R. (1983). The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *The Journal of Finance*, 38(1), 1-33.
- Greene, W.H. (2003). *Econometric analysis*. 5th edition. New Jersey, USA: Pearson Education.
- Guerra, A.L. (2012). *Rendimiento de las acciones en contextos inflacionarios: análisis empírico del mercado accionario argentino*. [http://www.capacitacion.bcr.com.ar/Documentos/Edicion esBCR/17Rendimiento%20de%20las%20acciones%20en%20contextos%20inflacionarios.pdf](http://www.capacitacion.bcr.com.ar/Documentos/Edicion%20esBCR/17Rendimiento%20de%20las%20acciones%20en%20contextos%20inflacionarios.pdf)
- Gujarati, D.N. (2004). *Basic econometrics*. New York, USA: McGraw-Hill.
- Gujarati, D.N., & Porter, D.C. (2011). *Econometria Básica-5*. México: McGraw Hill.
- Gultekin, N.B. (1983). Stock Market Returns and Inflation: Evidence from Other Countries. *The Journal of Finance*, 38(1), 49-75.
- Hagmann, M., & Lenz, C. (2004). *Real asset returns and components of inflation: a structural VAR analysis*. International Center for Financial Asset Management and Engineering. <http://www.swissfinanceinstitute.ch/print/rp118.pdf>
- Hudson, R., & Gregoriou, A. (2010). *Calculating and Comparing Security Returns is harder than you think: A comparison between logarithmic and simples returns*. SSRN https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1549328
- Jaffe, J.F., & Mandelker, G. (1976). The «Fisher Effect» for Risky Assets: An Empirical Investigation. *The Journal of Finance*, 31(2), 447-458.
- Johnson, G.L., Reilly, F.K., & Smith, R. E. (1971). Individual common stocks as inflation hedges. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 6(3), 1015-1024.

- Kaul, G. (1987). Stock returns and inflation. *Journal of Financial Economics*, 18, 253-276.
- Kennedy, P. (2008). *A guide to econometrics*. Malden, USA: John Wiley & Sons.
- Lanche-Bode, M. (2015). *Análisis de las consecuencias de la inflación en el mercado de capitales argentino* [Tesis de Maestría en finanzas, Universidad Nacional de Rosario]. <https://rephip.unr.edu.ar/xmlui/handle/2133/11329>
- López, W. (2016). *Inflación y rendimientos accionarios en Argentina* [Tesis de Maestría en finanzas, Universidad de San Andrés]. <http://repositorio.udesa.edu.ar/jspui/handle/10908/12067>
- Marshall, D.A. (1992). Inflation and asset returns in a monetary economy. *The Journal of Finance*, 47(4), 1315-1342.
- Montero, R. (2013). *Variables no estacionarias y cointegración*. Documentos de Trabajo en Economía Aplicada, Universidad de Granada, España. <http://www.ugr.es/~montero/matematicas/cointegracion>
- Nelson, C.R. (1976). Inflation and rates of return on common stocks. *The Journal of Finance*, 31(2), 471-483.
- Nichols, D. (1976). Discussion. *The Journal of Finance*, 31, 483-487.
- Oudet, B.A. (1973). The Variation of the Return on Stocks in Periods of Inflation. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 8(2), 247-258.
- Raele, N.A. (2011). *Optimización de portfolios de inversión en países emergentes: el caso argentino*. [Tesis de grado en Ingeniería Industrial, Instituto Tecnológico Buenos Aires]. <https://ri.itba.edu.ar/handle/123456789/410>
- Reilly, F.K., Johnson, G.L., & Smith, R. E. (1970). Inflation, inflation hedges, and common stocks. *Financial Analysts Journal*, 26(1), 104-110.
- Roll, R., & Ross, S. (1980). An empirical investigation of the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance*, 35(5), 1073-1103.
- Ross, S. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13, 341-360.
- Solnik, B. (1983). The Relation between Stock Prices and Inflationary Expectations: The International Evidence. *The Journal of Finance*, 38(1), 35-60.
- Swoboda, C.J. (2002). *Teoría del Arbitraje de precios: una investigación empírica para la Argentina*. Documentos de trabajo N° 15. Universidad Nacional de Córdoba, Facultad de Ciencias Económicas, Departamento de Economía y Finanzas. http://www.biblioeco.unsa.edu.ar/pmb/opac_css/index.php?lvl=bulletin_display&id=4699

Wooldridge, J.M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press. Cambridge.

Wooldridge, J.M. (2015). *Introductory econometrics: A modern approach*. 6th edition. Boston, USA; Cengage learning.

Anexos

Tabla A.1. Diferentes indicadores para cada variable explicativa testada.

Variables de inflación	Rendimiento de mercado
Inflación_INDEC base04	r-Merv\$
IPCCong	r-MervUS\$
IPCBevaq	r-MervUS\$
IPCpricest	r-BurcUS\$
CVSprivform	Premio por riesgo de mercado
Tipo de cambio	PRM(merv)
TCNof	PRM(burc)
TCNpa	Nivel de actividad
TCNliqui	PIB_cte 04
Tasa de rendimiento libre de riesgo	PIB_corr
Rf tbonds	Controles
Rf_tbond+EMBI	Sector (efecto fijo)
Rf3_Disc	Empresa (efecto fijo)
Rf4_Boden	Año (efecto temporal)

Fuente: Elaboración propia.

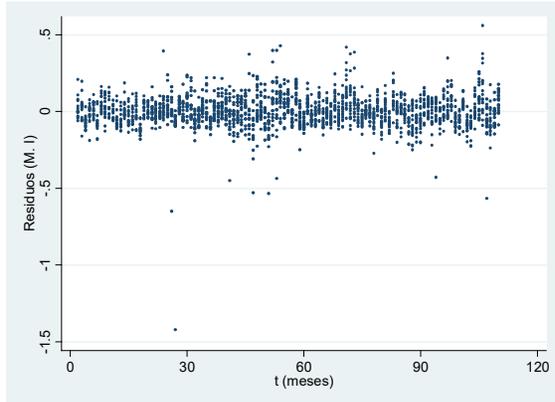
Tabla A.2. Análisis de estacionariedad de las series temporales.

	DF	ADF		PP		ZA	
		Lags	Tau	Rho	t	Break	t
Rm (Merval)	-9,335 -3,504***	1	-5,405 -3,557***	-105,515 -19,860***	-9,386 -3,504***	T	-9,438 -4,93***
Rm (Burcap)	-10,061 -3,504***	1	-5,115 -3,557***	-111,601 -19,860***	-10,076 -3,504***	T	-10,156 -4,93***
Rf_tbonds	-1,836 -3,506	1	-2,867 -2,724*	-7,400 -19,84	-1,904 -3,506	B	-4,942 -4,82*
Rf_tbond+EMBI	-4,019 -3,507***	1	-1,812 -3,568	-15,99 -13,718**	-4,011 -2,889**	T	-7,989 -4,93***
r-MervU\$S	-9,219 -3,507***	1	-6,945 -3,568***	-95,708 -19,830***	-9,207 -3,507***	T	-9,190 -4,93***
r-BurcU\$S	-9,455 -3,507***	1	-7,287 -3,568***	-98,730 -19,830***	-9,448 -3,507***	B	-10,410 -5,57***
PRM(merv)	-8,390 -3,514***	1	-5,939 -3,588***	-79791,000 -19,746***	-8,356 -3,514***	B	-9,061 -5,57***
PRM(burc)	-8,884 -3,514***	1	-5,391 -3,588***	-84,572 -19,746***	-8,866 -3,514***	B	-9,783 -5,57***
d. Inflación4_INDEC04	-2,771 -2,579*	1	-4,097 -3,557***	-14,830 -13,736**	-2,755 -2,579*	T	-5,495 -4,93***
d. IPCCong	-1,488 -3,628	1	-3,050 -2,968*	-4,728 -18,424	-1,609 -3,628	B	-7,765 -5,57***
d. IPCBevaq	-2,589 -2,579***	1	-3,048 -3,006**	-8,648 -19,86	-2,042 -3,504	T	-4,832 -4,42**
d. IPCpricest	-2,557 -3,535	1	-4,158 -3,645***	-13,165 -10,892*	-2,587 -2,587*	B	-7,336 -5,57***
d. CVSprivform	-5,185 -3,504***	1	-4,928 -3,557***	-43,683 -19,860***	-5,167 -3,504***	T	-5,845 -4,93***
d. TCNof	-4,630 -3,504***	1	-6,001 -3,557***	-34,198 -19,860***	-4,507 -3,504***	B	-7,148,000 -5,57***
d. TCNpa	-7,254 -3,539***	1	-8,576 -3,656***	-53,694 -19,422***	-7,100 -3,539***	T	-9,747 -4,93***
d. TCNcliqui	-6,607 -3,541***	1	-7,917 -3,660***	-46,644,000 -19,404***	-6,317 -3,541***	T	-9,378 -4,93***
d. PIB_cte 04	-17,232 -3,662***	1	-4,022 -3,770***	-64,294 -18,084***	-21,529 -3,662***	I	-11,510 -5,34***

DF: Dickey-Fuller; ADF: Augmented Dickey-Fuller; PP: Phillips-Perron; ZA: Zivot-Andrews; I: Intercepto; T: Tendencia; B: Ambos. La tabla informa el estadístico obtenido en fuente normal y el *estadístico crítico en cursiva*. Los test tienen la hipótesis nula: H_0 = Serie no estacionaria. Se informa con asteriscos el nivel de significancia para el rechazo de H_0 : *** Nivel de significancia del 0,99; ** Nivel de significancia del 0,95; * Nivel de significancia del 0,90.

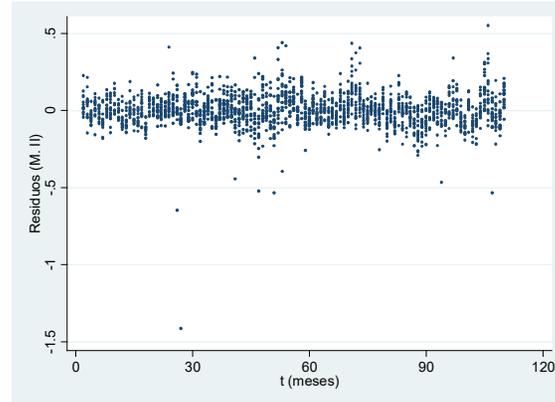
Fuente: Elaboración propia.

Ilustración A.1. Serie temporal de los residuos del modelo I.



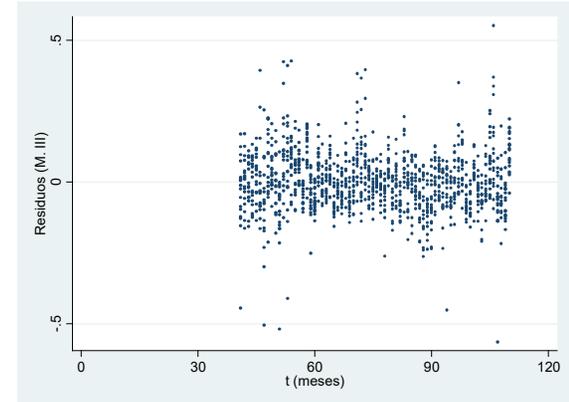
Fuente: Elaboración propia con base en software econométrico.

Ilustración A.2. Serie temporal de los residuos del modelo II.



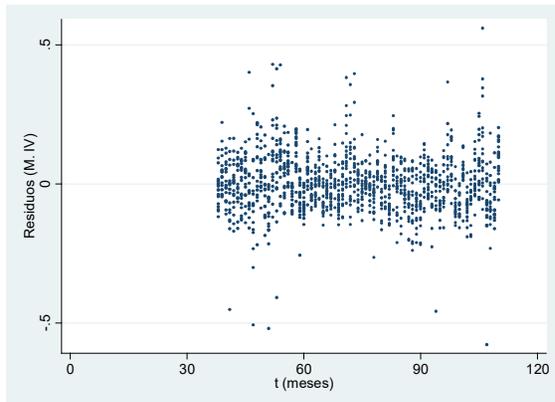
Fuente: Elaboración propia con base en software econométrico.

Ilustración A.3. Serie temporal de los residuos del modelo III.



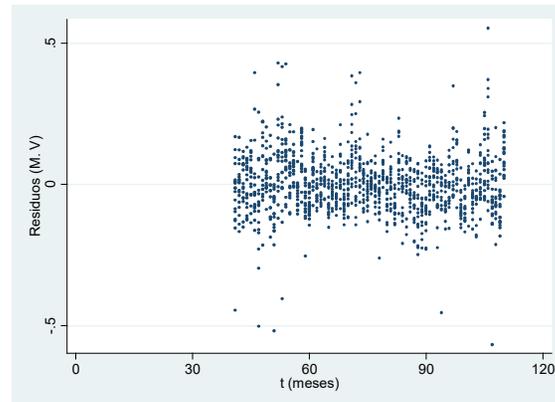
Fuente: Elaboración propia con base en software econométrico.

Ilustración A.4. Serie temporal de los residuos del modelo IV.



Fuente: Elaboración propia con base en software econométrico.

Ilustración A.5. Serie temporal de los residuos del modelo V.



Fuente: Elaboración propia con base en software econométrico.



El precio de la vivienda en España tras el inicio de la crisis económica: un análisis empírico

TORRES-TELLEZ, JONATHAN

Universidad Isabel I (Burgos)

Correo electrónico: jonathantorrestellez@gmail.com

MONTERO SOLER, ALBERTO

Universidad de Málaga

Correo electrónico: alberto.montero@uma.es

RESUMEN

Esta investigación tiene como objetivo analizar los factores que han influido en los niveles de precios de la vivienda en España tras el inicio de la crisis económica. Para ello se ha elaborado un panel de datos con efectos fijos que comprende 2008-2016 para 17 regiones españolas, que incluye variables del lado de la demanda y de la oferta. Los resultados indican que la demanda sigue siendo el principal impulsor de los precios para el caso español. Además, la oferta también está presionando al alza los precios, un síntoma que puede indicar la posible existencia de una burbuja inmobiliaria.

Palabras clave: mercado de vivienda, precio de la vivienda, panel de datos, España.

Clasificación JEL: R21; R31.

MSC2010: 62M10; 62P20; 91B99.

Housing prices in Spain after the beginning of the financial crisis: An empirical analysis

ABSTRACT

The objective of this research is to analyse the factors that have influenced on housing market in Spain after the beginning of the financial crisis. To this end, this investigation has used a fixed effect data panel covering from 2008 to 2016 for 17 Spanish regions, which has taken into consideration supply and demand variables. Our findings suggest that demand is still the main price driver for the Spanish case. In addition, supply keeps pushing prices up, a symptom that may show the possible existence of a housing bubble.

Keywords: housing market, housing prices, panel data, Spain.

JEL classification: R21; R31.

MSC2010: 62M10; 62P20; 91B99.



1. Introducción.

El sector inmobiliario ha sido uno de los principales pilares de la actividad económica en España durante las dos últimas décadas. Entre 1996 y 2007 creció a una tasa anual del 5%, lo que ocasionó que el parque de vivienda aumentase en torno al 30%, es decir, se edificaron 5,7 millones de viviendas convirtiendo a España en el país de la Unión Europea con más viviendas por cada mil habitantes (Arellano & Bentolila, 2009).

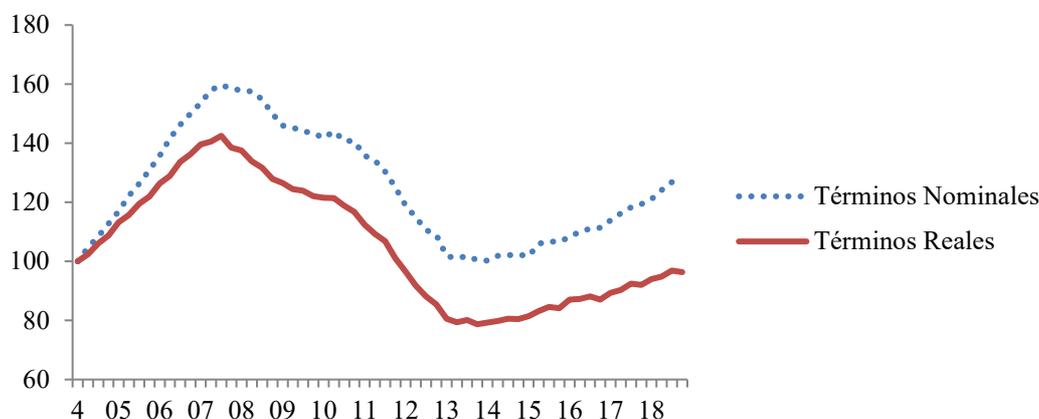
Además, esta hipertrofia en la construcción de viviendas fue de la mano de una evolución desconocida en la historia reciente del precio de la vivienda en la mayor parte de economías occidentales. De este modo, los precios de la vivienda desde 1999 hasta 2008 tuvieron un importante crecimiento anual, lo que fue determinante para que en 20 años la vivienda se revalorizase en España un 232% (una vez descontada la inflación), e incluso hay fuentes que cifran este aumento del precio en más de un 300% (Inurrieta, 2015).

Sin embargo, a finales de 2007 la situación tocó techo. La explosión de la crisis de las hipotecas *subprimes* en Estados Unidos produjo una sequía de los circuitos monetarios internacionales que golpeó directamente a la economía española. Todas las economías mundiales se vieron afectadas por este acontecimiento, pero en el caso de España la situación fue más grave debido a que para mantener esos ritmos de crecimiento había sido necesario un endeudamiento masivo. Es por ello que en el momento en el que el crédito exterior colapsó, se produjo un fallo en cadena dentro del sistema con el consiguiente derrumbamiento de la economía española (Naredo, 2010).

La crisis económica dio lugar a una fuerte corrección del sector, que no empezó a tener síntomas de recuperación hasta principios del 2014. Desde ese año la inversión real en vivienda ha tenido un crecimiento acumulado de un 45%. No fue el único síntoma de la tendencia alcista que comenzaba a retomar el sector, ya que igualmente en estos últimos 6 años las transacciones de viviendas se han recuperado y han tenido un incremento de un 59% en valores acumulados, lo que las ha situado en torno a las 550.000 transacciones anuales (Alves & Urtasun, 2019).

También los precios de la vivienda en España comenzaron una dinámica positiva y constante en el primer trimestre de 2014 tras una caída acumulada del 60% en términos nominales que comenzó a finales de 2007 y que supuso alcanzar los precios más bajos de las dos últimas décadas. El crecimiento acumulado desde el momento del inicio de la recuperación de los precios hasta el 2018 alcanza el 27% en términos nominales, aunque siguen siendo valores que están relativamente lejos de la sobrevaloración que alcanzó la vivienda en los años frenéticos de la burbuja inmobiliaria.

Gráfico 1. Índice de precio real de la vivienda (1T 2004=100).



Fuente: Alves & Urtasun (2019).

Así, en un contexto de mejora del mercado de vivienda y un comportamiento alcista de los precios que se mantiene en los últimos años y con unos antecedentes tan alarmantes como los recientemente experimentados, esta investigación tiene como objetivo identificar determinados factores que pudieran haber influido en la evolución del precio de la vivienda en España después del inicio de la crisis económica. Para ello se ha analizado un panel de datos con efectos fijos para las regiones españolas que comprende el periodo 2008-2016 y que incluye tanto elementos desde el lado de la demanda como del lado de la oferta de vivienda.

La estructura de la investigación es la siguiente. A continuación, se hace un repaso de la literatura académica referida al tema. En la siguiente sección se describen las variables utilizadas y la estrategia empírica para analizar los datos. En el apartado 4 se examinan los principales resultados. Y, por último, se exponen las conclusiones.

2. Estado de la cuestión.

El precio de la vivienda ha sido un tema central de estudio en todos los países occidentales debido a los incrementos que ha experimentado en las últimas décadas y, sobre todo, por la crisis económica que tuvo lugar en 2007 tras la explosión de las hipotecas *subprimes*.

La mayor parte de los estudios han explicado el análisis de los precios de la vivienda a partir de la influencia que ejercen factores de demanda y de oferta en el mercado de la vivienda.

Entre los factores más determinantes por el lado de la demanda están los ingresos de la población y la evolución demográfica (Case & Shiller, 2003). En la literatura existe consenso sobre que las fluctuaciones de los ingresos hacen variar en la misma dirección a la demanda y a los precios (Capozza et al., 2002; Gattini & Hiebert, 2010; Maattanen & Tervio, 2010).

Sin embargo, hay cierta controversia sobre la influencia de la población en los precios de la vivienda. Entre los estudios que defienden una correlación positiva destacan los de Jud y Winkler (2002), Catte et al. (2004) o Terrones y Otrok (2004). Mientras que hay otras investigaciones que afirman que el factor demográfico no es determinante, como Hilbers et al. (2008), Cvijanovic et al. (2010), o los trabajos de Glaeser et al. (2008) y Davidoff (2013) que señalan que para que esta variable sea decisiva es necesario que exista una oferta inelástica de vivienda.

Por el lado de la oferta también se ha elaborado una importante literatura. Distintos trabajos concluyen que el incremento de la oferta en dinámicas alcistas del mercado de vivienda puede conducir a la estabilización de sus precios (Glaeser & Gyourko, 2006; Grimes & Aitken, 2010; Caldera & Johansson, 2013)

Otras investigaciones han analizados los efectos de diferentes componentes de la oferta sobre el precio de la vivienda, como la influencia del suelo urbanizable (Gyourko et al., 2008; Quigley et al., 2008), el impacto de las políticas de vivienda (Murray, 1999; Whitehead, 2003), o la sensibilidad de los precios a los tipos de interés (Iacoviello & Minetti, 2003; Himmelberg et al., 2005; Adams & Füss, 2010; Agnello & Schuknecht, 2011).

Para el caso español también se han examinado los determinantes de los precios de la vivienda tanto por el lado de la oferta como por el lado de la demanda. Díaz-Fernández et al. (2018) analizan las relaciones entre el ciclo de la vivienda y la población y concluyen que existe un equilibrio a largo plazo entre estas dos variables. También Taltavull (2003) y Taltavull y White (2012) determinan la existencia de una correlación positiva entre el precio de la vivienda y una serie de factores como la evolución demográfica o los ingresos para las principales ciudades españolas y para el caso comparativo entre España y Reino Unido, respectivamente. Además, el efecto positivo de los ingresos sobre el precio de la vivienda también ha sido afirmado por Fernández-Kranz y Hon (2006), Martínez y Maza (2003),

Manrique y Ojah (2003) o Arestis y González-Martínez (2019) entre otros.

Desde el lado de la oferta Taltavull (2014) y Taltavull y Gabrielli (2015) analizan qué papel juega ésta en el precio en las regiones españolas y concluyen que existe una respuesta elástica de 2,5 entre estas dos variables. La influencia de otros componentes de la oferta sobre el precio de la vivienda también han sido examinadas para este país: García-Montalvo (2010) investiga la incidencia del suelo en el precio de la vivienda y concluye que el aumento de los precios de los terrenos urbanizables es una consecuencia y no una causa del incremento del precio de la vivienda; Martínez y Maza (2003) parten de los elementos crediticios y afirman que tanto el tipo de interés nominal como el crecimiento del crédito a la vivienda explican una parte importante del aumento de los precios; o Cuestas (2017) que analiza los resultados de la entrada de capital extranjero y concluye que existe una retroalimentación entre éstos y los precios de la vivienda.

3. Datos y modelo.

Para analizar qué factores influyen en el precio de la vivienda en España, esta investigación ha empleado un panel de datos balanceado con observaciones anuales para 17 regiones que comprende el periodo 2008-2016 (se han excluido las ciudades autónomas de Melilla y Ceuta debido a la inexistencia de información sobre determinadas variables que emplea el estudio). Las series temporales no se han podido extender a los años 2017 y 2018 porque no se han publicado aún las cifras oficiales de algunas series para esas fechas.

Al utilizar datos a niveles regionales las unidades transversales que pueden ser objeto de estudio aumentan y, a su vez, los análisis pueden brindar relaciones más sólidas y estrechas entre las variables analizadas y el precio de la vivienda, como han evidenciado otros estudios (Quigley, 2007; Ball et al., 2010).

De esta forma, la variable dependiente empleada en esta investigación es el precio de la vivienda, que ha sido calculado como un índice de precios con base 2004 a partir del valor de las transacciones hechas cada año en las diferentes regiones de España.

En lo que respecta a las variables explicativas seleccionadas este estudio sigue la metodología de Wang y Kang (2014) y pone el foco en determinados factores del lado de la demanda y de la oferta. La Tabla 1 recoge todas las variables incorporadas al análisis de este trabajo.

Así, las variables que más inciden en las pautas del comportamiento de la demanda en el modelo neoclásico y que han sido seleccionadas son: los ingresos disponibles de las personas y la evolución demográfica (Case & Shiller, 2003).

Por un lado, se asume que la población influye en los precios de la vivienda ya que un aumento de habitantes conllevará a la formación de un mayor número de hogares que presionará a la demanda de vivienda y, además, producirá una reducción de los recursos necesarios y disponibles que repercutirá en el costo de la misma (Jud & Winkler, 2002).

Este factor fue muy importante por el lado de la demanda durante los años de la formación de la burbuja inmobiliaria debido al incremento de residentes que tuvo España y que supuso mayores requerimientos de vivienda (Taltavull, 2012). Es por ello que se considera necesario incluir este elemento en la investigación con el fin de analizar los efectos que tiene actualmente sobre el precio de la vivienda.

La capacidad adquisitiva de la sociedad española ha sido representada por el PIB per cápita. Esto es debido a que el precio de la vivienda en España ha estado relacionado con el ciclo económico en las últimas décadas, es decir, cuando el PIB per cápita ha tenido un comportamiento alcista el precio de la

vivienda ha mantenido la misma dinámica, mientras que cuando se ha producido el empeoramiento de las condiciones económicas ha sido cuando los precios de la vivienda han caído (Fernández-Kranz y Hon, 2006). Además, la variación de los ingresos de la población puede suponer cambios en sus pautas de consumo y, por ende, afectar a la demanda, ya que muchos no propietarios de una vivienda, ante una mejora de sus rentas, pueden acudir al mercado con la intención de comprar una, a la vez que para las personas que ya son propietarias puede inducir el cambio a otra vivienda con mejores características, a la adquisición de una segunda residencia o a la inversión en bienes raíces (Wang & Kang, 2014).

Tabla 1. Variables empleadas en la investigación.

Nombre	Definición	Unidad	Fuente
Precio vivienda	Valor transacciones anuales	Índice Base=2004	MIR
Ingresos	PIB per cápita	Euros	INE
Población	Población residente a 1 de enero	Personas	INE
Inversión	FBCF en Construcción	Euros	Eurostat
Precio M ²	Precio medio de 1m ²	Euros	MIR
Transacciones M ²	Área de venta anual	M ²	MIR

Fuente: Elaboración propia.

Mientras que por el lado de la oferta se han elegido las siguientes variables: la formación bruta de capital fijo (FBCF) en construcción, el precio del metro cuadrado y el total del área en las transacciones. La FBCF representa la inversión en construcción que se produce en cada región. Esta variable refleja, en gran parte, el estado del mercado de la vivienda a la vez que es la principal precursora de su desarrollo, ya que determina el ciclo de construcción, la velocidad del mismo y los costes necesarios para llevarlo a cabo (Wang & Kang, 2014).

En este estudio se considera que este factor representa mejor el estado de la oferta del mercado de la vivienda español que el número de viviendas iniciadas, por ejemplo, ya que debido a la hipertrofia de la oferta en la época de la burbuja inmobiliaria los inicios de residencias personales han tenido un ligero retraso durante la recuperación del sector (Alves & Urtasun, 2019). Además, hay que tener en cuenta que el proceso de construir una vivienda responde de una manera más lenta al estado del mercado debido a una serie de factores como el tiempo necesario entre el comienzo de una obra y acabarla, la información incompleta de la que se suele disponer sobre la situación del mercado y los requisitos financieros necesarios (Taltavull & Gabrielli, 2015).

El precio del metro cuadrado hace referencia al suelo urbanizable. Este factor influye en los costos de la vivienda incrementando los costes de construcción y su escasez, derivado en parte de la dificultad para convertir terrenos no urbanizables en edificables, puede limitar la oferta de vivienda, lo que produce un desequilibrio entre la oferta y la demanda variando los precios de la vivienda (Gyourko et al., 2008). La relación esperada, por lo tanto, es que el precio del metro cuadrado de suelo urbanizable esté relacionado positivamente con los precios de la vivienda (Altuzarra & Esteban, 2011).

Por último, los metros cuadrados totales de las transacciones realizadas cada año en las distintas regiones de España son utilizados como indicador de la circulación del mercado de vivienda puesto que refleja la demanda real del mismo. Esto se debe a que esta variable puede recoger en ocasiones mejor las fluctuaciones que experimenta el mercado de la vivienda que los precios, ya que al estar relacionado directamente con la oferta de vivienda un cambio en la demanda puede suponer una modificación en la provisión de viviendas (Wang & Kang, 2014).

3.1 Especificación del modelo.

Todas las variables descritas con anterioridad han sido analizadas usando un panel de datos con efectos fijos. La elección de este modelo se plantea de una manera más eficaz y razonable que el uso de otros métodos, como pueden ser los conjuntos de datos convencionales de secciones transversales o series de tiempo, debido a las características que presenta esta metodología (Hsiao & Sun, 2000).

Entre las ventajas de seleccionar este modelo destaca la mayor capacidad informativa de los datos de panel, ya que permiten controlar la heterogeneidad individual de los datos, tener más grados de libertad y disminuir la colinealidad entre las variables explicativas, lo que proporciona estimaciones econométricas con mayor precisión (Hsiao, 2003). De esta manera, estas propiedades posibilitan supervisar en el modelo las diferencias existentes entre cada región de España como puede ser el tamaño poblacional, la inversión o el precio del suelo, lo que puede proporcionar relaciones estadísticas más sólidas y significativas.

Además, los paneles de datos tienen mejor disposición a la hora de identificar y medir efectos que no son detectables en secciones únicamente transversales o temporales (Baltagi, 2005). Gracias a esta singularidad al introducir estimaciones de efectos fijos en el panel de datos permite incluir las características diferentes y particulares inobservables de cada región que no varían en el tiempo y controlar los posibles cambios que son estables a lo largo de los años, como pueden ser las modificaciones en la legislación urbanística. De esta forma, la ecuación empleada es la siguiente:

$$y_{it} = \sum_{t=1}^n a_t + \sum_{i=1}^n \delta_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

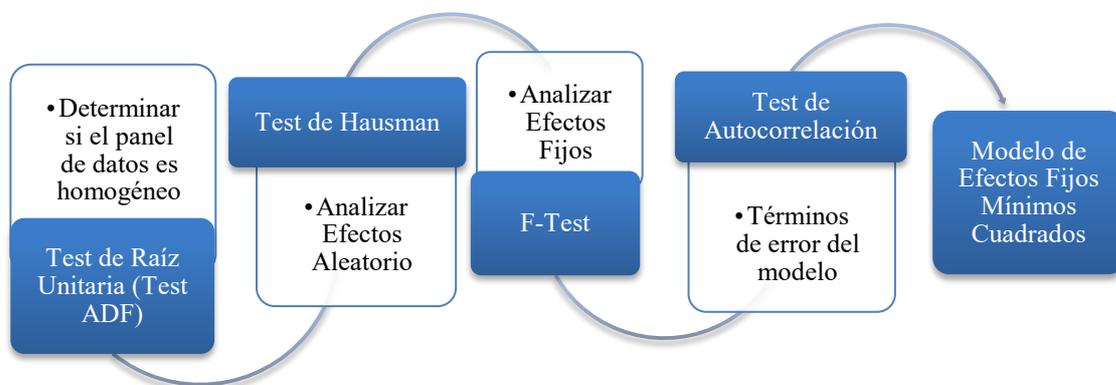
donde el índice i y t corresponden a la región y al año, y_{it} es el precio de la vivienda, a_t es el efecto fijo del año, δ_i es el efecto fijo de la región, X_{it} son las variables explicativas descritas y ε_{it} es el término error.

De este modo, insertando las variables empleadas en el estudio en dicha ecuación se obtiene (2):

$$Precio_{it} = \sum_{t=1}^n a_t + \sum_{i=1}^n \delta_i + Población_{it} + Ingresos_{it} + Inversión_{it} + Área\ de\ transacciones_{it} + Precio\ del\ suelo_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Antes de estimar la ecuación se ha comprobado que el modelo está correctamente calibrado y que es estable. Con este fin se han seguido las siguientes fases de la hoja de ruta que se recoge en la Figura 1.

Figura 1. Proceso de la derivación del modelo.



Fuente: Elaboración propia.

El primer paso que se ha realizado ha sido aplicar el test de raíz unitaria ADF para confirmar que todas las variables empleadas en el estudio forman un panel de datos homogéneo.

Tabla 2. Resultados del Test ADF.

Variable	Método	Estadístico	Prob.
Índice Precios	ADF - Fisher Chi-cuadrado	103,896	0,000
	ADF - Choi Z-estadística	-6,71694	0,000
Transacciones m ²	ADF - Fisher Chi-cuadrado	103,678	0,000
	ADF - Choi Z-estadística	-5,78261	0,000
Precio m ²	ADF - Fisher Chi-cuadrado	66,1096	0,0008
	ADF - Choi Z-estadística	-3,82833	0,0001
PIB per Cápita	ADF - Fisher Chi-cuadrado	89,3443	0,000
	ADF - Choi Z-estadística	-5,8477	0,000
Población	ADF - Fisher Chi-cuadrado	59,3458	0,0046
	ADF - Choi Z-estadística	-3,54823	0,0002
Inversión	ADF - Fisher Chi-cuadrado	117,914	0,000
	ADF - Choi Z-estadística	-7,47049	0,000

Nota: ADF, aumentado Dickey-Fuller.

Fuente: Elaboración propia.

En la segunda etapa se ha efectuado el test de Hausman para evaluar si en la regresión debían incluirse los efectos fijos o aleatorios del término error y de este modo comprobar si el modelo estadístico empleado se corresponde con los datos, ya que la inclusión de uno u otro componente puede dar resultados significativamente distintos (Wooldrige, 2002).

Tabla 3. Test de Hausman.

Resumen del test	Chi-Cuadrado. Estadístico	Chi-Cuadr. d.f.	Prob.
Sección-transversal aleatoria	0,00000	5	1,000
Periodo aleatorio	0,00000	5	1,000
Sección-transversal y periodo aleatorio	0,00000	5	1,000

* El test de varianza para la sección transversal no es válida. La estadística de Hausman es establecida en 0.

* El test de varianza para el periodo no es válida. La estadística de Hausman es establecida en 0.

Fuente: Elaboración propia.

La hipótesis nula de este test es que el uso de los efectos aleatorios es más correcto que el de los efectos fijos, por lo que un p-valor=1 parece indicar que se debe emplear el modelo aleatorio ya que no se rechaza la hipótesis nula. Sin embargo, el test tanto para el periodo como para la sección transversal es 0 debido a que la prueba para la varianza es inválida. Estos resultados significan que no existen evidencias de efectos aleatorios individuales en los datos tanto en la sección transversal como en la temporal a pesar que los valores de p-valor puedan hacer pensar lo contrario.

Wooldrige (2002) señala que ante estos resultados muchos investigadores optan por el empleo de los efectos aleatorios, pero afirma que se puede estar cometiendo un error de Tipo II, es decir, no se puede rechazar el supuesto efectos aleatorios cuando éste es falso.

En otros trabajos ante esta situación, como Strat et al. (2016), rechazan la hipótesis nula del test de Hausman y emplean un modelo de efectos fijos que es más consistente tras realizar un F-test, ya que el test de Hausman no proporciona un resultado definitivo sobre qué modelo ha de emplearse.

De esta forma, se ha aplicado un F-test para probar la importancia de las estimaciones de los efectos fijos y comprobar si la inclusión de los mismos es correcta.

Tabla 4. F-Test.

Test de efectos	Estadístico	d.f.	Prob.
Sección-transversal F	17,488693	(16,123)	0,0000
Sección-transversal Chi-cuadrado	181,504392	16	0,0000
Periodo F	16,923726	(8,123)	0,0000
Periodo Chi-cuadrado	113,569601	8	0,0000
Sección-transversal /Periodo F	25,269332	(24,123)	0,0000
Sección-transversal /Periodo Chi-cuadrado	272,359218	24	0,0000

Fuente: Elaboración propia.

Como se puede comprobar en el Tabla 4 los valores obtenidos confirman que ni los efectos fijos individuales ni los temporales son redundantes, así como tampoco lo es la combinación de estos dos elementos. De esta forma, se ratifica que el empleo de los efectos fijos es más preciso que el uso de mínimos cuadrados ordinarios a la hora de considerar el término error en el modelo de regresión lineal de panel (Min & Choi, 2009).

En la última fase se ha realizado el test de autocorrelación para el modelo de panel de datos de efectos fijos que se ha decidido emplear y se ha detectado un problema de autocorrelación de orden 1. Sin embargo, Min y Choi (2009) afirman que los modelos de efectos fijos no se ven afectados por la existencia de autocorrelación de orden 1 en el término de error, por lo que finalmente se confirma el uso de la ecuación (2) que se plasmó al inicio de este apartado.

4. Resultados.

Las estimaciones obtenidas tras aplicar el modelo de efectos fijos al panel de datos indican que cuatro de las cinco variables explicativas han tenido influencia en los precios tras el inicio de la crisis económica (Tabla 5).

Tabla 5. Incidencia de los factores sobre la variable dependiente.

Variable Dependiente: Índice Precios		
Inversión	0,001133	[0,000566]**
PIB per Cápita	0,004252	[0,001447]*
Población	4,03E-05	[1,71E-05]*
Precio m ²	-0,012873	[0,024209]
Transacciones m ²	0,007694	[0,002821]*
R ²	0,9	
Número de obs.	153	

Notas: SEs entre paréntesis. SEs robustos a heterocedasticidad y autocorrelación (Arellano, 1987).

*, ** y *** indican significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados por el lado de los factores de la demanda son claros y tanto la población como los ingresos tienen una relación positiva y significativa al 1% con los precios de la vivienda, lo que estaría en línea con los resultados de otras investigaciones (Case & Shiller, 2003).

En el caso de la población el incremento de precios se produce debido a que al crecer el número de hogares el equilibrio en el modelo de oferta y demanda se desplaza a un punto de la oferta agregada que se encuentra a niveles de precios superiores. De este modo, durante los primeros años de la crisis la población española se mantuvo constante e incluso llegó a descender, además los problemas económicos derivados de la crisis dificultaban la formación de nuevos hogares, una situación que coincidió con la caída de los precios (Gráfico 1), y es a partir del momento en que el número de habitantes ha comenzado a aumentar y se deja sentir la mejora económica cuando la demanda de vivienda se ha recuperado y ha incidido sobre los precios incrementándolos.

También se constata para el caso de España que los niveles de precios de la vivienda se han movido en la misma dirección que las modificaciones de los ingresos de la población tras la recesión económica ya que, según las estimaciones obtenidas, un aumento del PIB p.c. afecta positivamente a los precios de la vivienda. La explicación a esta correlación reside en que los precios de la vivienda no sólo reaccionan al número de personas que pueden acceder al mercado, sino que también es primordial que los niveles de ingresos de los hogares sean suficientes como para poder hacer frente a financiación para adquirir una vivienda (Taltavull, 2003). Además, cuando los niveles de renta son mayores las personas demandarán viviendas de mayor calidad y se facilita el acceso a la vivienda a un mayor número de personas, como pueden ser jóvenes o inmigrantes, que ante una mejor perspectiva laboral y/o de ingresos se plantean acudir a él, lo que repercutirá sobre su precio (Taltavull, 2003).

De esta forma, la situación económica de la población española empeoró durante los primeros años de la crisis lo que impidió a una gran parte de las familias acudir al mercado de vivienda, trasladándose esta disminución de la demanda a los precios. Sin embargo, en 2013 el PIB per cápita tuvo un crecimiento positivo tras media década de disminución y es justamente al año siguiente cuando el precio de la vivienda muestra síntomas de mejoría (Gráfico 1). En los años posteriores la renta de los hogares españoles ha seguido mejorando, al igual que el precio de la vivienda sigue con una dinámica alcista desde 2014, lo que confirmaría la estrecha relación entre ambos.

En lo que respecta a las variables por el lado de la oferta también existe una relación positiva y significativa en el caso de la inversión y de las transacciones, mientras que el precio del suelo no tiene una relación estadísticamente significativa con el precio de la vivienda.

Los resultados muestran que el aumento de las transacciones en el mercado de vivienda español ha supuesto un incremento del precio de este bien raíz en los últimos años. Esto puede deberse a las expectativas de los participantes en el mercado que, ante la posibilidad de conseguir mayores beneficios económicos derivado de su transacción, tratan la compra de viviendas como una inversión esperando sacar rentabilidad a medio plazo (Capozza & Seguin, 1996). De esta manera, la incorporación al mercado de las expectativas de mejores precios en el futuro supone un efecto potenciador de retroalimentación de los precios (Martínez & Maza, 2003). Además, a esto se añadiría la aversión a las pérdidas de los propietarios que desean vender su vivienda para acceder a una mejor o nueva y que ante un mercado en auge, debido al incremento de transacciones, establecen precios por encima del mercado provocando un ajuste más lento de los mismos.

También puede influir que tras una mejora de los ingresos de la población después de un periodo de restricción de liquidez, como el ocurrido en España, aumente el volumen de las transacciones ante la posibilidad de cubrir la necesidad de nuevas viviendas de la población que no ha podido ser satisfecha en los últimos años debido a al estado de la económica. Esto hace que los precios crezcan hasta que se equilibre la situación como consecuencia de la inelasticidad de la oferta a corto plazo y de las expectativas positivas del mercado de vivienda que transmite confianza a los potenciales compradores a la hora de acudir a él (Arshanapalli & Nelson, 2008).

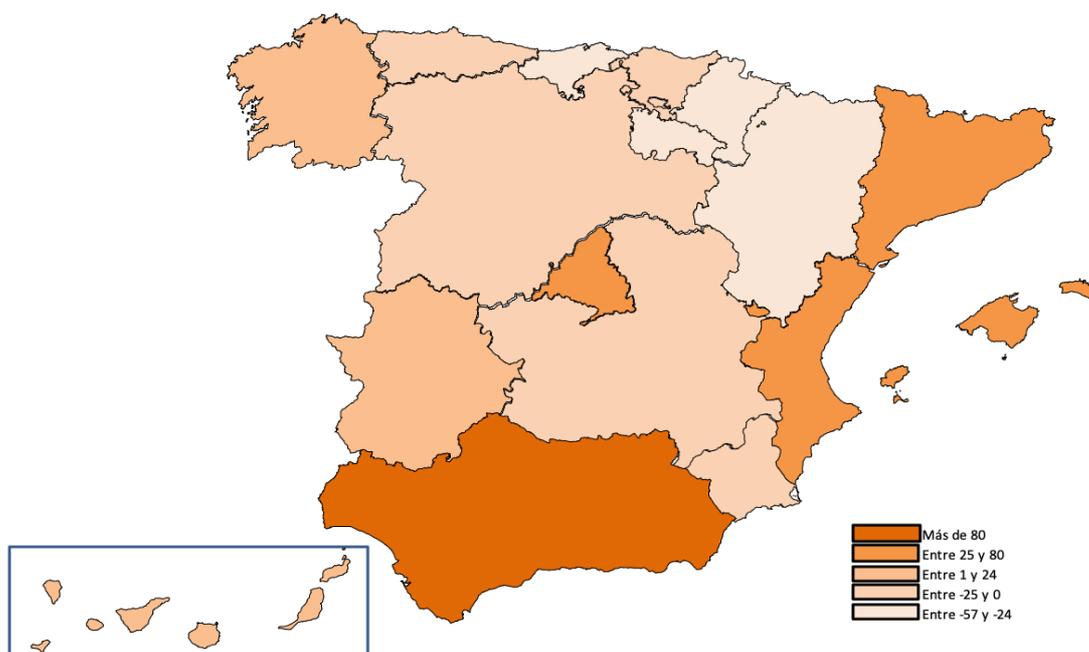
La otra variable por el lado de la oferta que presenta una correlación positiva y significativa con los precios de la vivienda para el periodo analizado es la inversión. Este resultado es contrario a lo esperado atendiendo a la teoría económica, ya que en un contexto de precios al alza el aumento de la inversión debería producir un descenso de los precios debido a la mayor disponibilidad de oferta. Sin embargo, la relación que presentan estas dos variables podría apuntar a que se estén dando las condiciones para el inicio de una nueva burbuja inmobiliaria donde el incremento de la oferta no está repercutiendo sobre el precio. Esto podría ocurrir porque el rápido aumento de las ganancias derivadas de las operaciones de compra y venta en el mercado de vivienda en los últimos años hace más atractiva la inversión en este bien que en otros activos, por lo que el trasvase de un importante flujo de inversión hacia este mercado podría ayudar a que se formase una nueva burbuja de precios (Juárez, 2016).

Por último, los resultados para el precio del suelo muestran que esta variable no tiene incidencia sobre los niveles de precios para el caso español, lo que coincidiría con la fase de expansión anterior cuando los crecimientos de los precios se debieron a otros factores y no a la evolución del precio del suelo (García, 2010). La explicación sería que la demanda de suelo es una demanda derivada de la demanda de vivienda, por lo que el aumento de los precios de los terrenos urbanizables es una consecuencia y no una causa del incremento del precio de la vivienda (García, 2010).

Este resultado apoyaría las conclusiones de la teoría ricardiana, según la cual el valor del suelo es mayor en localizaciones más atractivas y donde los compradores estarían dispuestos a hacer mayores desembolsos, por lo que al aumentar la demanda de vivienda en esas zonas el precio del suelo se ve afectado en la misma dirección (Ooi & Lee, 2006; Altuzarra & Esteban, 2011).

Por último, se ha identificado en qué comunidades autónomas se prevé un índice de precios de la vivienda mayor a partir de las características propias inobservables de las mismas. Para ello se han estimado los efectos fijos individuales de cada región a partir del año 2014, debido a que es cuando en España el mercado inmobiliario mostró síntomas de mejoría tras la caída constante y continuada del precio desde 2009.

Mapa 1. Coeficiente de efectos fijos individuales por Comunidad Autónoma.



Fuente: Elaboración propia.

De este modo, se observa que Andalucía es la comunidad autónoma en la que, teniendo en cuenta sus particularidades propias, el precio de la vivienda puede crecer más ya que manteniendo constante el resto de las variables presenta un coeficiente de efectos fijos que supone un aumento por encima de los 80 puntos en el índice de precios.

Cataluña, la Comunidad de Madrid, la Comunidad Valenciana y las Islas Baleares son las otras regiones en las que, manteniéndose estables todas las variables del modelo, se esperarían unas subidas superiores del nivel de precios. De hecho, en esos territorios fue donde el valor promedio de las transacciones se recuperó más rápidamente tras la caída de 2008. En el caso andaluz, en el balear y en el valenciano fue impulsado por el importante peso que tiene el turismo en estas regiones, lo que ha favorecido la estimulación del mercado inmobiliario y el dinamismo de las transacciones. Y en lo que respecta a Cataluña y la Comunidad de Madrid se trata de las dos comunidades que tienen las ciudades más importantes de toda España y en las que el metro cuadrado construido alcanzó mayor valor antes de la crisis de 2008, con la excepción de Vizcaya en el País Vasco.

En el lado contrario se sitúan Navarra, Aragón, La Rioja y Cantabria, que son las comunidades en las que se prevé un menor índice de precios si se tienen en cuenta exclusivamente las características individuales de estas regiones. Esto coincide con el hecho de que se trata de los territorios en los que el mercado inmobiliario no terminó de experimentar una subida de precios en 2014, sino que ésta se retrasó durante un año, dando lugar a una recuperación no solo más tardía sino también más lenta.

Finalmente, es preciso destacar el caso del País Vasco, ya que a pesar de ser la Comunidad que registró un valor medio de las transacciones más elevado durante 2008-2016 y que, además, en 2014 también tuvo un crecimiento del precio de la vivienda; así, si se mantiene el resto de las variables constantes los efectos fijos individuales indican que el índice de precios descendería en 18 puntos. Este resultado es diferente al obtenido en el resto de comunidades que presentan circunstancias comunes, como la Comunidad de Madrid o Cataluña, por lo que parecería indicar que se han producido ciertas modificaciones en el mercado inmobiliario durante la recesión económica, un hecho que estaría amortiguando el incremento del precio.

5. Conclusiones.

El mercado de vivienda en España está experimentando una notable mejoría en los últimos años, lo que ha supuesto la recuperación de los precios de la vivienda tras un lustro de caída continuada. Esta investigación intenta examinar los efectos de los determinantes teóricos en los niveles de precios después del inicio de la crisis económica. Para ello, se ha utilizado un panel de datos con efectos fijos para 17 regiones españolas que comprende el periodo 2008-2016 y en el que se han analizado la incidencia de factores tanto por el lado de la demanda como por el de la oferta sobre el precio de la vivienda

De esta manera, se confirma que la demanda sigue siendo un importante impulsor del precio de la vivienda en España, como ya ocurrió en la anterior fase de crecimiento de precios, ya que estos mantienen una relación positiva con las dos variables de la demanda examinadas, la evolución demográfica y los ingresos de la población.

Los factores de la oferta examinados también presionan los precios al alza, ya que tanto la inversión como las transacciones mantienen una correlación positiva y significativa, pero, sin embargo, al contrario de lo que muchas veces se piensa, no ocurre lo mismo con el precio del suelo. Esto último también coincidiría con los años expansionistas de la primera parte del siglo XXI cuando el aumento de los precios se debió a otros factores y no al suelo, y confirmaría que el incremento de los precios de los terrenos urbanizables es un resultado y no una causa del crecimiento del precio de la vivienda (García, 2010).

La incidencia positiva de las transacciones puede deberse a la incorporación de las expectativas de mejores precios en el futuro lo que supone un efecto potenciador de retroalimentación, ya que los participantes en el mercado ante la posibilidad de conseguir mayores beneficios económicos tratan la compra de la vivienda como una inversión esperando sacar rentabilidad a medio plazo.

Finalmente, la correlación obtenida para la inversión es preocupante, ya que siguiendo la teoría económica los resultados obtenidos deberían ser los contrarios, es decir, el incremento de la inversión en momentos en los que el precio está en una escalada positiva debería producir un descenso de los mismos debido a la existencia de una mayor disponibilidad de oferta. Sin embargo, esta relación no se cumple para el periodo analizado por lo que los valores obtenidos entre estas dos variables podrían señalar la existencia del inicio de una nueva burbuja de precios ya que el incremento de la oferta no está repercutiendo en el precio.

Agradecimientos

Agradecemos la sugerencia de uno de los revisores anónimos de hacer uso de los efectos fijos individuales.

Referencias

- Adams, Z., & Füss, R. (2010). Macroeconomic determinants of international housing markets. *Journal of Housing Economics*, 19, 38-50.
- Agnello, L., & Schuknecht, L. (2011). Booms and busts in housing markets: Determinants and implications. *Journal of Housing Economics*, 20(3), 171-190.
- Altuzarra, A., & Esteban, M. (2011). Land prices and housing prices: The case of Spain. *Journal of Housing and the Built Environment*, 26, 397-409.

- Alves, P., & Urtasun, A. (2019). Recent housing market developments in Spain. *Economic Bulletin*, 2/2019, Banco de España.
- Arellano, M. (1987). Computing robust standard errors for within-groups estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 431-434.
- Arellano, M. & Bentolila, S. (2009). La burbuja inmobiliaria: causas y responsables. En *La crisis de la economía española: lecciones y propuestas*, Libro electrónico Sociedad Abierta-Fedea.
- Arestis, P., & González-Martínez, A.R. (2019). Economic precariousness: A new channel in the housing market cycle. *International Journal of Finances and Economics*, 24(2), 1030-1043.
- Arshanapalli, B., & Nelson, W. (2008). A cointegration test to verify the housing bubble. *The International Journal of Business and Finance Research*, 2(2), 35-43.
- Ball, M., Meen, G., & Nygaard, C. (2010). Housing supply price elasticities revisited: evidence from international, national, local and company data. *Journal of Housing Economics*, 19(4), 255-268.
- Baltagi, B.H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. Nueva York: John Wiley & Sons Inc.
- Caldera, A., & Johansson, Å. (2013). The price responsiveness of housing supply in OECD countries. *Journal of Housing Economics*, 22(3), 231-249.
- Capozza, D., Hendershott, P., Mack, C., & Mayer, C. (2002). Determinants of Real House Price Dynamics. *NBER Working Paper 9262*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Capozza, D., & Seguin, P. J. (1996). Expectations, efficiency, and euphoria in the housing market. *Regional Science and Urban Economics*, 26(3-4), 369-386.
- Case, K., & Shiller, R. (2003). Is There a Bubble in the Housing Market? *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 299-362.
- Catte, P., Girouard, N., Price, R. & André, C. (2004). Housing markets, wealth and the business cycle. *OECD Working Paper*, N. 394.
- Cuestas, J. (2017). House prices and capital inflows in Spain during the boom: Evidence from a cointegrated VAR and a structural Bayesian VAR. *Journal of Housing Economics*, 37, 22-28.
- Cvijanovic, D., Favilukis, J., & Polk, C. (2010). *New in Town: Demographics, Immigration, and the Price of Real Estate*. Londres: London School of Economics.
- Davidoff, T. (2013). Supply Elasticity and the Housing Cycle of the 2000s. *Real Estate Economics*, 41(4), 793-813.
- Díaz-Fernández, M., Llorente-Marrón, M., & Méndez-Rodríguez, P. (2018). Interrelation between births and the housing market: A cointegration analysis for the Spanish case. *Population, Space and Place*, 25(3), e2172.
- Fernandez-Kranz, D. & Hon, M. (2006). A Cross-Section Analysis of the Income Elasticity of Housing Demand in Spain: Is There a Real Estate Bubble? *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 32(4), 449-470.
- García-Montalvo, J. (2010). Land use regulation and house prices in Spain. *Moneda y Crédito*, 230, 87-120.

- Gattini, L., & Hiebert, P. (2010). Forecasting and Assessing Euro Area House Prices Through the Lens of Key Fundamentals. *ECB Working Paper* 1249. Frankfurt: European Central Bank.
- Glaeser, E., & Gyourko, J. (2006). Housing Dynamics. *NBER Working Paper* 12787. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Glaeser, E., Gyourko, J. & Saiz, A. (2008). Housing Supply and Housing Bubbles. *Journal of Urban Economics*, 64(2), 198-217.
- Grimes, A., & Aitken, A. (2010). Housing supply, land costs and price adjustment. *Real Estate Economics*, 38(2), 325-353.
- Gyourko, J., Saiz, A., & Summers, A. (2008). A new measure of the local regulatory environment for housing markets: the Wharton residential land use regulatory index. *Urban Studies*, 45(3), 693-729.
- Hilbers, P., Hoffmaister, A.W., Banerji, A., & Shi, H. (2008). House Price Developments in Europe: A Comparison. *IMF Working Paper*, 08/211. Washington: International Monetary Fund.
- Himmelberg, C., Mayer, C., & Sinai, T. (2005). Assessing high house prices: bubbles, fundamentals and misperception. *Journal of Economic Perspectives*, 19, 67-92.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data*. Cambridge. Cambridge: University Press.
- Hsiao, C., & Sun, B.H. (2000). To Pool or Not to Pool Panel Data, Panel Data Econometrics: Future Directions. En J, Krishnakumar and E. Ronchetti (eds.), *Papers in Honor of Professor Pietro Balestra*, Amsterdam: North Holland.
- Iacoviello, M., & Minetti, R. (2003). Financial liberalization and the sensitivity of house prices to monetary policy: theory and evidence. *The Manchester School*, 71, 20-34.
- Inurrieta, A. (2015). *Burbuja inmobiliaria y crisis en Andalucía: orígenes, dinámica y efectos*. Universidad de Málaga.
- Juárez, F. (2016). *Vivienda y pobreza* (Tesis doctoral). Universidad de Alicante, Departamento de Análisis Económico Aplicado.
- Jud, D., & Winkler, D. (2002). The dynamics of metropolitan housing prices. *Journal of Real Estate Research*, 23(1/2), 29-45.
- Maattanen, N., & Tervio, M. (2010). Income distribution and housing prices: an assignment model approach. *CEPR Discussion Papers*, 945. C.E.P.R.
- Manrique, J., & Ojah, K. (2003). The demand for housing in Spain: an endogenous switching regression analysis. *Applied Economics*, 35(3), 323-336.
- Martínez, J. & Maza, L.A. (2003). Analysis of house prices in Spain. *Working Paper Bank of Spain*, #0307.
- Min, I.S., & Choi, P. S. (2009). *Panel data analysis*. Seoul, South Korea: The Korea Association of STATA.
- Murray, M.P. (1999). Subsidized and unsubsidized housing stocks 1935-1987: crowding out and cointegration. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 18(1), 107-124.
- Naredo, J.M. (2010). El modelo inmobiliario y sus consecuencias. *Boletín CF+S*, 44, 13-27.

- Ooi, J., & Lee, S. (2006). Price discovery between residential land and housing markets. *Journal of Housing Research*, 15(2), 95-112.
- Quigley, J.M. (2007). Regulations and property values in US: the high cost of monopoly. *Working Paper W006-004*, Berkeley Program on Housing and Urban Policy.
- Quigley, J.M., Steven, R., & Larry, R. (2008). Measuring land use regulations and their effects in the housing market. *Working Paper W008-004*, Berkeley Program on Housing and Urban Policy.
- Strat, V.A., Davidescu, A.A., Grosu, R.M., & Zgura, I.D. (2016). Regional Development Fueled by Entrepreneurial Ventures Providing KIBS - Case Study on Romania. *Amfiteatru Economic Journal*, 18(41), 55-72.
- Taltavull, P. (2003). Determinants of housing prices in Spanish cities. *Journal of Property Investment & Finance*, 21(2), 109-135.
- Taltavull, P. (2012). The responsiveness of new supply to house prices: a perspective from the Spanish housing market. En C.M. Jones, M. White and N. Dunse (eds), *Challenges of the Housing Economy: An International Perspective*. London: Willey-Blackwell.
- Taltavull, P. (2014). New housing supply and price reactions: Evidence from Spanish Markets. *Journal of European Real Estate Research*, 7 (1), 4-28.
- Taltavull, P. & Gabrielli, L. (2015). Housing Supply and Price Reactions: A Comparison Approach to Spanish and Italian Markets. *Housing Studies*, 30(7), 1036-1063.
- Taltavull, P. & White, M. (2012). Fundamental drivers of house price change: the role of money, mortgages, and migration in Spain and the United Kingdom. *Journal of Property Research*, 29(4), 341-367.
- Terrones, M. & Otrók, C. (2004). *The global house price boom*, IMF World Economic Outlook, September.
- Wang, P. & Kang, M. (2014). An empirical analysis on the housing prices in the Pearl River Delta Economic Region of China. *International Journal of Urban Sciences*, 18, 103-114.
- Whitehead, C. (2003). The economics of social housing. En T. O'Sullivan, and K. Gibb, (eds), *Housing Economics and Public Policy*. London: Blackwell.
- Wooldridge, J.M (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.



Utilidad del Deep Learning en la predicción del fracaso empresarial en el ámbito europeo

ROMERO MARTÍNEZ, MARIANO

Universidad de Valencia

Correo electrónico: mromero@uv.es

CARMONA IBÁÑEZ, PEDRO

Universidad de Valencia

Correo electrónico: pedro.carmona@uv.es

POZUELO CAMPILLO, JOSÉ

Universidad de Valencia

Correo electrónico: jose.pozuelo@uv.es

RESUMEN

En este trabajo pretendemos constatar la utilidad de las redes neuronales del Deep Learning en la predicción del fracaso empresarial, en particular, de las redes de alimentación hacia adelante (feedforward neuronal networks, en inglés). Se trata de una metodología caracterizada por proporcionar muy buenos resultados en términos de capacidad predictiva cuando se dispone de grandes tamaños muestrales. Para ello hemos desarrollado un modelo de predicción empresarial en empresas europeas, basado en dicho algoritmo, sobre una muestra formada por 61.624 empresas de las cuales 12.128 fueron declaradas en concurso en 2016. Como variables independientes se han considerado ratios y magnitudes económico-financieras obtenidas de las cuentas anuales del año anterior a la fecha del fracaso. Deep Learning logra una capacidad predictiva del 94%, de manera que presentan una mayor propensión al fracaso aquellas que tienen un mayor tamaño y una solvencia menor. Los resultados que se presentan se han contrastado en una submuestra de comprobación independiente y diferente a la empleada para estimar el modelo.

Palabras clave: fracaso empresarial, Deep Learning, aprendizaje automático, ratios financieros, modelo de predicción.

Clasificación JEL: C53.

MSC2010: 62M45; 62P20; 91B99.

The usefulness of Deep Learning in the prediction of business failure at the European level

ABSTRACT

In this paper we intend to substantiate the usefulness of Deep Learning, especially feedforward neuronal networks, in the prediction of business failure. This methodology provides very good results in terms of predictive performance when large sample sizes are available. Therefore, we have developed a business failure prediction model for European companies, based on this algorithm on a sample of 61,624 companies, of which 12,128 were declared bankrupt in 2016. As independent variables were considered ratios, and economic and financial data obtained from the financial statements for the year preceding the date of failure. Deep Learning achieves a predictive performance of 94%, where companies with larger size and lower solvency are more prone to failure. The obtained results have been tested on an independent test sample, different from that used to estimate and train the model.

Keywords: business failure, Deep Learning, machine learning, financial ratios, prediction model.

JEL classification: C53.

MSC2010: 62M45; 62P20; 91B99.



1. Introducción.

La reciente crisis económica vivida y la consecuente desaparición de empresas que provocó ha estimulado el interés de investigadores en el análisis del fracaso empresarial. Ello ha supuesto la aparición de numerosos estudios que, desde diferentes perspectivas y sirviéndose a menudo de nuevas metodologías, analizan sus causas e identifican los indicadores que anticipan las situaciones de dificultad financiera.

Entre las metodologías más novedosas utilizadas recientemente en este ámbito de investigación destacan el *Gradient Boosting Machine* (GBM) y las basadas en el *Machine Learning* o Inteligencia Artificial, como la *Deep Learning*, cuya idoneidad viene avalada por proporcionar muy buenos resultados cuando se dispone de grandes tamaños muestrales (Big Data).

En este trabajo se propone un modelo estadístico de predicción del fracaso empresarial basado en la utilización de la metodología *Deep Learning* o Aprendizaje Profundo (AP). Con él se identificarán las variables más relevantes que detectan las situaciones de dificultad financiera, en nuestro caso escenarios concursales.

Además, nos parece una interesante aportación ya que no hay prácticamente trabajos que lo hayan abordado utilizando la técnica del Aprendizaje Profundo.

El estudio se estructurará revisando brevemente, en primer lugar, las aportaciones de los últimos años con relación al objeto de nuestro trabajo. Posteriormente, se describirán los datos de la muestra de trabajo y las variables empleadas. A continuación, se describirán los fundamentos de la metodología AP, el estudio estadístico y los resultados obtenidos. Finalmente, se muestran las conclusiones del trabajo, junto a posibles líneas futuras de investigación.

2. Antecedentes históricos.

Si bien existen revisiones completas de la literatura sobre fracaso empresarial que abordan esta línea de investigación desde sus comienzos (Tseng & Hu, 2010; Tascón & Castaño, 2012; Romero, 2013), haremos referencia solamente a las últimas metodologías incorporadas, comenzando por las redes neuronales (*neural networks*). Las redes neuronales, técnica que forma parte del “Machine Learning”, tienen como base un sistema de neuronas dispuestas en tres niveles (entrada, oculta y salida) que realizan ciertos cálculos o tareas en función de la arquitectura de las conexiones que utilice. Sus primeras aplicaciones a este campo datan de la década de los noventa del siglo pasado (Bell, Ribar & Verchio, 1990; Odom & Sharda 1992; Wilson & Sharda, 1994; Boritz & Kennedy, 1995), prolongándose hasta la actualidad (Ahn, Cho & Kim, 2000; López & Pastor, 2015; Popescu, Andreica & Popescu, 2017; Jayanthi, Kaur & Suresh, 2017). Diversos estudios avalan que las metodologías apoyadas en redes neuronales presentan ventajas de robustez respecto a otras anteriores (Tam, 1991; Tam & Kiang, 1992; Wilson & Sharda, 1994; Zhang, Tomczak & Tomczak 1999), mostrando una interesante capacidad de adaptación a la nueva información (Tam, 1991; Tam & Kiang, 1992) lo que contribuye a obtener unos resultados significativamente mejores respecto a los obtenidos con el uso de técnicas estadísticas basadas en análisis discriminante, logit o probit (Fletcher & Gross, 1999; Ravi & Ravi, 2007; Zhang et al., 1999).

Otro conjunto de metodologías actuales de “*Machine Learning*” es el “*Boosting*” que usa principalmente árboles de decisión como clasificadores. Su utilidad y capacidad predictiva queda de manifiesto en diferentes trabajos tanto en el ámbito internacional (West, Dellana & Qian, 2005; Kim & Kang, 2010; Kim & Upneja, 2014; Wang, Ma & Yang, 2014; Kim, Kang & Kim, 2015; Zieba, Tomczak & Tomczak, 2016) como nacional (Díaz, Fernández & Segovia, 2004; Alfaro, Gámez & García, 2007a, 2007b, 2008, 2013; Alfaro, Gámez, García & Elizondo, 2008; Momparler et al., 2016; Pozuelo, Martínez & Carmona, 2018).

Un paso más evolucionado dentro del *Machine Learning* es la metodología denominada Aprendizaje Profundo (*Deep Learning*), que supone un importante avance sobre los modelos de redes neuronales al ampliar las capas a las que se ven sometidos los datos muestrales sobre los que se aplica el modelo. Esta técnica permite realizar operaciones complejas y obtener resultados fiables cuando se dispone de una gran cantidad de datos. Su uso está expandiéndose en los últimos años en diferentes ámbitos de investigación, habiéndose aplicado con éxito principalmente en áreas como la medicina, procesamiento de audios, imágenes, vídeos y datos, en diversidad de juegos, procesamiento del lenguaje, áreas de interés comercial, etc. (Deng & Yu, 2013; Lecun, Bengio & Hinton, 2015; Patel, Armstrong & Ganguli, 2016; Goodfellow, Bengio & Aaron, 2016; Abbot, Deshowitz, Murray & Larson, 2018). Sin embargo, se ha utilizado muy poco en el campo del análisis y predicción del fracaso empresarial. Apenas encontramos el reciente trabajo de Chaudhuri y Ghosh (2017), donde identifica las señales que evidencian la proximidad del fracaso de la empresa aplicando esta metodología a una muestra de empresas de construcción coreanas y empresas no financieras estadounidenses y europeas. Estos autores concluyen que el modelo utilizado de aprendizaje profundo tiene una capacidad predictiva superior frente a otros modelos previos considerados como tradicionales.

Esta relativa ausencia de trabajos previos sobre predicción del fracaso empresarial apoyados en esta novedosa metodología del *Deep Learning* añade un motivo adicional para la realización de este estudio, en el que se pretende constatar la utilidad de este algoritmo como herramienta en la predicción en este campo.

3. Desarrollo metodológico.

A continuación, se expone el desarrollo metodológico llevado a cabo en el este estudio, abordando la definición de fracaso empresarial, la selección de la muestra y las variables explicativas.

3.1. Definición de fracaso empresarial utilizada en el estudio.

Es común encontrar en la literatura sobre el fracaso empresarial diferentes definiciones del fracaso pudiendo distinguir tres grupos: fracaso económico, fracaso financiero y fracaso jurídico. Todas ellas tienen como denominador común que contemplan diferentes estados que influyen negativamente en la empresa y que pueden suponer su desaparición. En la mayoría de los estudios realizados se identifica el fracaso empresarial con una situación concursal o con las antiguas figuras jurídicas de quiebra o suspensión de pagos, a las que se podría añadir otras situaciones como la morosidad en la atención de obligaciones financieras, incumplimiento en los compromisos de pago o las reducciones de capital por pérdidas.

En nuestro trabajo se ha optado por una definición de fracaso empresarial que permita distinguir con claridad las empresas sanas de las que no lo son, equiparándose la situación de fracaso exclusivamente a la calificación de concurso. Con la aplicación de este criterio se ha pretendido homogeneizar al ámbito estudiado la diversidad de figuras jurídicas que contemplaban diversas situaciones de dificultad financiera por la que podrían pasar las empresas consideradas.

3.2. Selección y definición de las variables explicativas.

Uno de los aspectos más relevantes en la elaboración de modelos de predicción de fracaso empresarial es determinar las variables independientes que lo integrarán, en nuestro caso serán fundamentalmente ratios económico-financieras.

Ante la ausencia de una teoría general que guíe el proceso de selección de ratios, lo que constituye una fuerte limitación a la hora de modelizar el fracaso empresarial, en principio hemos procurado conciliar la experiencia aportada por otros autores (véase el estudio de Tascón & Castaño (2012) que

analiza detalladamente las variables empleadas en los principales trabajos sobre predicción del fracaso empresarial) con los objetivos propuestos.

Las ratios consideradas se han extraído de las definidas en la base de datos utilizada. Sobre este conjunto, dado que nuestro objetivo es la formulación de modelos de predicción de fracaso empresarial hemos seleccionado aquellas que informan sobre aspectos de la solvencia, rentabilidad y endeudamiento. A continuación, hemos incluido dos variables más, el país de origen de la empresa y el tamaño, representado por la cifra de activo de cada empresa.

Por último, se ha realizado una depuración eliminando aquellas que presentaban un elevado porcentaje de valores perdidos.

La lista y descripción de las variables consideradas inicialmente y separadas por categorías la mostramos en la Tabla 1.

Tabla 1. Variables explicativas.

CLAVE	VARIABLES
V1	INGRESOS EXPLOTACIÓN
V2	RESULTADO DEL PERÍODO / FONDOS DE LOS ACCIONISTAS
V3	RESULTADO DEL PERÍODO / ACTIVO
V4	INGRESOS NETOS /FONDOS DE LOS ACCIONISTAS
V5	INGRESOS NETOS / ACTIVO
V6	BENEFICIO MARGINAL BENEFICIO ANTES DE IMPUESTOS / INGRESOS OPERACIONALES
V7	EBIT <i>Earnings Before Interest and Taxes</i> (beneficio antes de intereses e impuestos)
V8	ROTACIÓN DE ACTIVOS NETOS INGRESOS OPERACIONALES / FONDOS DE LOS ACCIONISTAS + PASIVOS NO CORRIENTES
V9	PERÍODO DE COBRO DEUDORES / INGRESOS OPERACIONALES
V10	PERÍODO DE CRÉDITO ACREEDORES / INGRESOS OPERACIONALES
V11	RATIO ACTUAL (ACTIVO CORRIENTE / PASIVO CORRIENTE)
V12	ACTIVO CORRIENTE–ACTIVO CORRIENTE FRO / PASIVO CORRIENTE
V13	RATIO DE SOLVENCIA (FONDOS DE LOS ACCIONISTAS / ACTIVO TOTAL)
V14	VOLUMEN DE ACTIVO
V15	PAÍS (*)

(*): Bélgica, España, Francia, Luxemburgo, Italia, Holanda, Finlandia.

Fuente: Elaboración propia.

Todas las partidas integrantes de las ratios han sido derivadas del balance de situación y de la cuenta de pérdidas y ganancias de las empresas que componen la muestra.

3.3. Selección de la muestra de empresas.

En el proceso de selección y obtención de la muestra de empresas se ha recurrido a la base de datos financieros ORBIS que dispone de información financiera sobre empresas del continente europeo en formatos estándar, lo que ha permitido realizar comparaciones entre empresas de distintos países.

Se ha trabajado con empresas de Italia, Bélgica, Luxemburgo, Holanda, Finlandia, Francia y España. La elección de estos países se ha basado en la homogeneización de las diversas figuras jurídicas que contemplaban situaciones de dificultad financiera.

Para seleccionar las empresas fracasadas de la muestra de estimación se han considerado aquellas firmas que presentaban situación de concurso en el año 2016 pertenecientes a prácticamente todos los sectores productivos.

Sobre la población inicial se realizaron dos filtrados para su depuración. Uno por el que se descartaron aquellas empresas de reciente creación (hasta tres años) y otro, que permitió eliminar las que no contenían datos contables completos de los tres ejercicios anteriores a la fecha del fracaso y las que presentaban valores extremos entre sus ratios que pudieran modificar sustancialmente los valores medios para los mismos.

Particularmente, se han considerado valores extremos o outliers aquellas observaciones que están por debajo de $(Q1 - 1,5 \times RIQ)$ o por encima de $(Q3 + 1,5 \times RIQ)$. Donde, Q1 es el primer cuartil, Q3 es el tercer cuartil y RIQ es el rango inter-cuartil (diferencia entre el tercer y el primer cuartil).

También, por sus singularidades, se ha prescindido de las empresas de seguros y financieras. Tras estos procesos de selección y filtrado, el número de empresas se redujo a 12.126, que son las que definitivamente se integrarán como parte de la muestra de estimación.

Para completar esta muestra y poder aplicar las herramientas estadísticas de clasificación que permitan apreciar sus diferencias se completó la muestra con empresas sanas. Para ello se exigió que la firma estuviera activa (condición coincidente con la categoría “empresa activa” de la base de datos ORBIS) y de manera similar a las empresas fracasadas, que tuviese información contable completa de al menos tres ejercicios anteriores a 2016. Tras este proceso se añadieron 49.498 empresas sanas a la muestra, quedando la muestra de estimación formada por 61.624 empresas de las que 49.498 son sanas y el resto fracasadas.

Como último paso, para contrastar la capacidad predictiva del modelo y su grado de generalización, se ha reservado un 20% de las observaciones para comprobar los resultados obtenidos con la muestra de entrenamiento o de estimación. Todos los indicadores de rendimiento y de precisión del modelo ajustado de aprendizaje profundo incluidos en este estudio se han obtenido con la muestra independiente de comprobación.

4. Metodología.

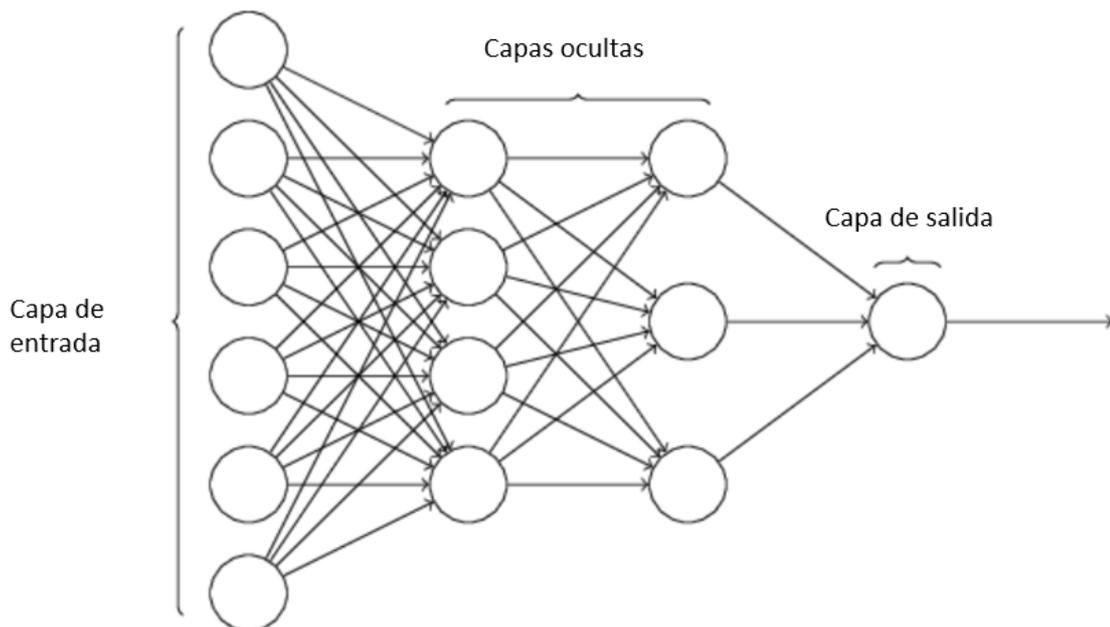
En este trabajo vamos a utilizar el Aprendizaje Profundo (AP) (*Deep Learning*, en inglés), una metodología relativamente reciente que hace referencia a un tipo particular de algoritmos dentro del Aprendizaje Automático (*Machine Learning*, en inglés). Esta técnica se caracteriza porque proporciona muy buenos resultados en términos de capacidad predictiva cuando se dispone de tamaños muestrales ciertamente grandes. El AP está formado por un conjunto de metodologías basadas en redes neuronales artificiales, que en cierto modo están inspiradas en la estructura de las neuronas del cerebro humano. La palabra *profundo* se refiere a la presencia de muchas capas en la red neuronal artificial. Hace menos de 5 años, 10 capas ya eran suficientes para considerar una red como profunda, sin embargo, hoy en día los modelos pueden llegar a tener cientos de capas (Gulli & Pal, 2017).

Estos últimos años el AP se ha aplicado con gran éxito en diferentes dominios, en particular para el reconocimiento de imágenes, texto, vídeo o audio. Los resultados han sido muy sorprendentes, en el sentido de que esta técnica ha mejorado considerablemente los niveles de precisión alcanzados con técnicas más tradicionales y que eran consideradas hasta hace muy poco como referentes del estado del arte de estos problemas de reconocimiento. Como señalan Gulli y Pal (2017), en gran medida, el éxito del AP reside en la cada vez mayor disponibilidad de datos para entrenar a los algoritmos (como ImageNet para imágenes) y la posibilidad de disponer de ordenadores más potentes con tarjetas GPU que permiten realizar cálculos numéricos de modo muy eficiente. Google, Microsoft, Amazon, Apple,

Facebook y muchos otros utilizan esas técnicas de aprendizaje profundo todos los días para analizar cantidades masivas de datos.

Una red de AP es una red neuronal con múltiples capas y se puede entender como una red neuronal potenciada. Las redes neuronales tuvieron cierta popularidad entre el mundo académico hasta los años 80; sin embargo, otros algoritmos se evidenciaron como más precisos y, por tanto, se abandonó su uso en favor de estos últimos. Las limitaciones que había entonces, en cuanto a los costes que suponía incrementar la capacidad numérica de los ordenadores y disponer de grandes cantidades de datos, impedía que pudieran construirse redes neuronales con más de una capa. De hecho, en sus inicios las redes neuronales esencialmente consistían en variaciones de metodologías basadas en la regresión logística (Schmidhuber, 2015). Sin embargo, a principios de la década del 2010 la presencia de ordenadores más potentes preparados para el cálculo masivo y la mejora del algoritmo *backpropagation* (Wang, Zeng & Chen, 2015), hizo que despertase de nuevo el interés hacia esta metodología. Estos cambios, darían lugar al aprendizaje profundo moderno, una clase de redes neuronales caracterizadas por un número significativo de capas de neuronas (arquitecturas neuronales con múltiples capas ocultas), que son capaces de aprender relaciones bastante complejas mediante niveles de abstracción progresivos (Gulli & Pal, 2017). En definitiva, el AP es la implementación de redes neuronales con más de una capa de neuronas ocultas.

Figura 1. Ejemplo de arquitectura del perceptrón multicapa.



Fuente: Elaboración propia.

En este trabajo emplearemos un esquema del AP basado en el perceptrón multicapas (Figura 1), pues es una de las clases más extendidas de este tipo de redes neuronales. También se conocen como redes de alimentación hacia delante (*feedforward neural networks*, en inglés) y se consideran la quintaesencia de los modelos de AP, tal y como indica Ledell (2018). Estos modelos se denominan redes de alimentación hacia adelante porque la información fluye desde las neuronas de la capa de entrada hacia las neuronas de la capa de salida, pasando por las capas ocultas, y siempre en este sentido. No hay ningún tipo de conexión que se retroalimente de información que venga de capas posteriores. Cuando las redes de alimentación hacia adelante incluyen retroalimentación que proviene de capas posteriores se denominan redes neuronales recurrentes (*recurrent neural networks*).

Como se aprecia en la Figura 1, las redes son densas (*densely connected*, en inglés) en el sentido de que cada neurona de una capa está conectada con todas las neuronas situadas en la capa anterior y con todas las neuronas de la capa posterior. La primera capa es la capa de entrada, cada nodo se alimenta de una entrada y transmite su salida como entrada de cada nodo o neurona de la siguiente capa. No existen conexiones entre las neuronas de una misma capa y la última capa produce el resultado de la red neuronal. La parte central está formada por las capas ocultas, se caracterizan porque las neuronas no tienen ninguna conexión con el exterior (ya sea con la capa de entrada o con la capa de salida) y se activan sólo por medio de neuronas de la capa anterior. Estas redes neuronales si tienen más de una capa oculta ya se consideran como profundas; en cambio, si sólo tienen una capa oculta se denominan superficiales.

La capa de entrada está formada por un número de neuronas equivalente al número de variables que tienen los datos. El número de capas ocultas y neuronas en cada una de ellas lo especifica el diseñador de la red neuronal, de modo que tendrá que escoger una combinación adecuada de acuerdo con las características de los datos. En un problema de clasificación binario, como el que nos ocupa (empresas sanas frente a empresas fracasadas), la capa de salida está formada por una sola neurona; y el algoritmo proporciona la probabilidad de pertenencia a cada uno de los dos grupos.

La importancia del uso de los algoritmos del AP radica en el hecho de que, en comparación con los algoritmos tradicionales, para un tamaño de datos elevado los resultados del AP son mucho mejores. Y esta mayor capacidad predictiva se acentúa más a medida que aumenta el tamaño de las bases de datos. Por ejemplo, y como recoge Crawford (2016), Facebook ha demostrado la alta capacidad predictiva de las redes neuronales que utilizan el AP en la identificación de una cara en una fotografía. Cuando se pregunta si dos fotos de caras desconocidas muestran a la misma persona, un ser humano acertará el 97,53% de las veces. El nuevo software desarrollado por investigadores de Facebook puede obtener un 97,50% de aciertos, independientemente de las variaciones en la iluminación o si la persona en la imagen está mirando directamente a la cámara.

En las redes del AP cada capa de nodos o neuronas recibe información de un conjunto distinto de características basadas en las salidas de la capa precedente. Cuanto más se avanza hacia las capas más profunda, más complejas son las particularidades que los nodos pueden llegar a reconocer, ya que agregan y recombinan características de la capa anterior. Esto se conoce como jerarquía de las particularidades y se trata de una jerarquía con una complejidad y abstracción crecientes. Todo ello permite que las redes del AP sean capaces de manejar conjuntos de datos muy grandes y de gran dimensión con miles de millones de parámetros que se procesan mediante funciones no lineales.

Las características principales de un modelo de redes AP se pueden esquematizar en los siguientes pasos (adaptado de <https://www.kdnuggets.com/2016/12/artificial-neural-networks-intro-part-1.html>, visitado en septiembre de 2019):

- Paso 1. Cuando se alimenta el nodo de entrada con una serie de variables, se activa un conjunto único de neuronas en la primera capa, comenzando una reacción en cadena que se dirige hacia el nodo de salida.
- Paso 2. Las neuronas activadas de la primera capa envían señales a cada neurona conectada en la siguiente capa. Esto determinará qué neuronas se activarán en la siguiente capa.
- Paso 3. En la siguiente capa, se activa otro conjunto de neuronas de acuerdo con las señales recibidas de las neuronas anteriores.
- Paso 4. Los pasos 2-3 se repiten para todas las capas restantes (siempre que el modelo tenga más de 2 capas), hasta llegar al nodo último o de salida.
- Paso 5. En un problema de clasificación binario: el nodo de salida clasifica la salida como 0 o 1, teniendo en cuenta las señales recibidas directamente de las neuronas de la capa precedente. Cada combinación de neuronas activadas en la capa precedente conduce a una solución, aunque cada solución puede representarse mediante diferentes combinaciones de neuronas activadas.

Para que las redes neuronales sean capaces de producir modelos con una alta capacidad predictiva es necesario identificar los valores óptimos de una serie de hiperparámetros que determinan su configuración. En las siguientes líneas vamos a hacer referencia a los hiperparámetros más importantes de las redes de AP basadas en el perceptrón multicapas o redes de alimentación hacia delante.

La ratio de aprendizaje del algoritmo del AP. Cuanto más alta sea la ratio el algoritmo convergerá antes, pero los resultados serán peores. En cambio, un valor demasiado bajo puede ocasionar que el tiempo necesario para que el algoritmo encuentre una solución óptima sea excesivo. Como señala Cook (2017), un valor adecuado puede ser 0,005.

Uno de los factores más cruciales en las redes de AP es la función de activación de los nodos o neuronas, pues permiten la construcción de modelos a partir de datos que no tienen una relación lineal. Dependiendo de la función de activación con la que se construya la red neuronal los resultados serán diferentes. En realidad, lo que hacen estas funciones es una transformación de los datos. De ahí la importancia de identificar la función de activación más apropiada. Entre las más populares se encuentran las siguientes: Maxout, Rectifier, Tanh y Sigmoid. La función no lineal Sigmoid transforma un número real en otro dentro de un rango comprendido entre 0 y 1. La función no lineal Tahn transforma un número real en otro, pero dentro del intervalo $[-1, 1]$. En la función Rectifier, si el número real es negativo se convierte en 0 y si es positivo se mantiene. La función Maxout se asemeja a la Rectifier: cualquier número positivo no se transforma y se mantiene, pero los números negativos se convierten en otros también negativos pero muy próximos al cero.

El diseño de una red neuronal de AP basado en el perceptrón multicapas también requiere especificar el número de capas ocultas y el número de neuronas en cada capa. Dependiendo de las características de los datos los valores óptimos de estos dos elementos serán diferentes. Un número demasiado bajo daría lugar a modelos con una capacidad predictiva muy baja y, en cambio, un número demasiado alto produciría una red neuronal que no resultaría generalizable (Khashman, 2010).

La tasa de exclusión (*dropout*, en inglés) de las neuronas se refiere al porcentaje de neuronas de la capa de entrada o de las capas ocultas que se excluyen durante el proceso de entrenamiento del algoritmo. Es muy importante identificar los porcentajes óptimos con el fin de no ajustar una red que proporcione resultados insuficientes en un conjunto de datos independientes o nuevas observaciones. Las neuronas que se excluyen se desactivan y no envían ninguna señal, de modo que no intervienen en la activación de las neuronas de la siguiente capa.

También con el fin de evitar que una red neuronal no resulte generalizable hay que especificar dos parámetros de regularización: L1 y L2. El primero también se conoce como regularización *lasso* y el segundo como regularización *ridge*. Sus valores se encuentran dentro del intervalo $[0, 1]$. En general, suelen tomar valores muy bajos y próximos a 0. La regularización penaliza el peso o importancia de los predictores durante el entrenamiento de una red neuronal.

Otro hiperparámetro que hay que determinar es el número óptimo de *epochs*. Un *epoch* está formado por el conjunto de observaciones que constituyen la muestra de entrenamiento. Se puede entender también como una pasada completa del algoritmo por todos los datos, con lo que se asemejaría con el número de pasadas que efectúa el algoritmo.

Es sumamente importante especificar correctamente todos estos hiperparámetros a los que acabamos de referirnos, de lo contrario la red neuronal podría memorizar los datos con los que se ha entrenado y proporcionar unos resultados muy pobres en una muestra de comprobación, lo cual sería indicativo de un problema de sobre-ajuste (*over-fitting*, en inglés). Por tanto, la red neuronal obtenida no resultaría generalizable y carecería de interés.

Cada neurona tiene un peso asignado ($w_1, w_2, w_3 \dots w_n$) a cada una de sus entradas (Figura 2), que se van modificando hasta alcanzar los valores óptimos durante el proceso de aprendizaje de la red neuronal. También hay una entrada de sesgo (o w_0) en cada neurona, que puede considerarse como un

valor constante que también hay que determinar. Los impulsos o información de cada neurona que pasan a la siguiente capa se obtienen mediante las funciones de activación (Ledell, 2018). La entrada que le llega a cada neurona se puede representar matemáticamente como una relación lineal:

$$y = w_0 + \sum_{i=1}^n w_i x_i$$

Los sesgos y los pesos se especifican con w_0 y w_i , y las variables con x_i . A continuación, sobre el valor de y obtenido con la agregación se aplica la función de activación $g(y)$, dando lugar al *output* que pasa a las neuronas de la siguiente capa:

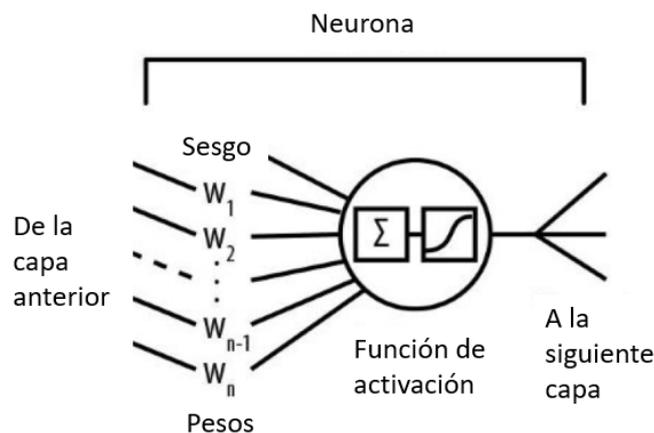
$$output = g\left(w_0 + \sum_{i=1}^n w_i x_i\right)$$

Si por ejemplo la función de activación que se está empleando fuera la Rectifier, el valor y (resultado de la agregación) se transformaría como sigue con $g(y)$, dando lugar al correspondiente *output*:

$$g(y) \begin{cases} 0, & y < 0 \\ y, & y \geq 0 \end{cases}$$

Como se aprecia en la relación lineal de la formulación de y , el sesgo (w_0) es similar a la pendiente de una regresión lineal. Su utilización en las redes neuronales permite obtener predicciones más precisas.

Figura 2. Neurona de una capa oculta.



Fuente: Basado en Ledell (2018).

Una medida muy utilizada (función de coste) para evaluar la precisión del modelo es la suma de los errores al cuadrado. Un error cuadrado denota la proximidad de una predicción con su valor real. El modelo neuronal de AP intenta minimizar estos errores cambiando las reglas que producen la activación de las neuronas (los pesos y sesgo de cada neurona), a través del algoritmo del descenso del gradiente (*gradient descent*). De este modo, los pesos se van ajustando gradualmente mediante la minimización de una función de coste y los valores óptimos de todos los pesos se corresponderán con aquéllos que minimicen la función de coste. La actualización simultánea de todos los pesos de la red neuronal es posible gracias al algoritmo de *backpropagation*. Como explica Ledell (2018), inicialmente los pesos

se asignan aleatoriamente, seguidamente se alimenta el algoritmo con la primera observación de la muestra de entrenamiento y la respuesta correcta, se calcula el error y se ajusta cada uno de los pesos para obtener así un error menor. A continuación, se toma la segunda observación y se repite el proceso hasta completar todas las observaciones de la muestra de entrenamiento, lo que conlleva un *epoch*. De nuevo, se repite esta mecánica con el número de *epochs* especificados; y así el algoritmo encuentra por medio de la iteración la mejor combinación de pesos y sesgo que minimiza la función de coste. De este modo, es posible construir modelos de predicción capaces de detectar la existencia de relaciones no lineales entre las diferentes variables que componen los datos.

Todos estos pesos y sesgos constituyen los parámetros del modelo de la red neuronal; se trata de variables de configuración propias del modelo y cuyos valores deben estimarse a partir de los datos durante el proceso de aprendizaje de los algoritmos. En cambio, la configuración de los hiperparámetros es externa al modelo y sus valores óptimos no es posible determinarla a partir de los datos durante el proceso de entrenamiento del algoritmo; corresponde al investigador su especificación, quien generalmente probará diferentes combinaciones de los mismos hasta encontrar la que produzca mejores resultados (Brownlee, 2017).

El número de parámetros (suma de pesos y sesgos) que tiene que calcular el algoritmo de aprendizaje profundo crece de forma exponencial a medida que se incrementa el número de capas y las neuronas de cada una de ellas. Por ejemplo, para una red neuronal, que resuelva un problema de clasificación binario, compuesta por 15 variables y dos capas de 5 neuronas, el número de parámetros es de:

$$[(15 + 1) \times 5] + [(5 + 1) \times 5] + [(5 + 1) \times 1] = 116 \text{ parámetros}$$

Si aumentamos el diseño de la red a 3 capas de 10 neuronas cada una quedaría así:

$$[(15 + 1) \times 10] + [(10 + 1) \times 10] + [(10 + 1) \times 10] + [(10 + 1) \times 1] = 391 \text{ parámetros}$$

En resumen, en este trabajo vamos a intentar construir un modelo de red neuronal de aprendizaje profundo para diferenciar las empresas sanas de las que se encuentran en una situación concursal. De este modo, el algoritmo debe ser capaz de determinar los valores de los pesos y sesgos que interconectan a las diferentes neuronas de las distintas capas, de acuerdo con el comportamiento especificado en líneas anteriores, para obtener así un modelo de aprendizaje profundo con una capacidad predictiva lo más alta posible en un conjunto de datos diferentes (muestra de comprobación) al proporcionado o utilizado por el algoritmo (muestra de entrenamiento y de validación). Para que los resultados sean lo más satisfactorio posibles es muy importante identificar, para las características intrínsecas de la muestra de datos sobre el fracaso empresarial, la mejor combinación posible de los denominados hiperparámetros

Por último, señalamos que todos los modelos se han construido utilizando la aplicación informática *R* (R Core Team, 2019) versión 3.6.1, así como el paquete *h2o* versión 3.28.0.2 (The H2O.ai team, 2019).

5. Resultados.

En primer lugar, mostramos los principales estadísticos descriptivos de todas las variables utilizadas como predictores un año antes del fracaso empresarial (Tabla 2). Se ha prescindido de la variable país por tratarse de una variable tipo factor. Vamos a considerar la mediana como el estadístico de referencia para comparar los dos tipos de empresas ya que su cuantía no resulta influida por los valores extremos y, por tanto, es una de las medidas de centralidad de la distribución más aceptadas. Para resolver el problema de los valores extremos y con el fin de mejorar los resultados del algoritmo de clasificación empleado, todos los valores que se encuentran fuera del rango inter-cuartil (determinado por la diferencia entre el tercer y primer cuartil) se han sustituido por los valores del primer y tercer cuartil.

En general, no se aprecian grandes diferencias entre los dos grupos de empresas para el conjunto de variables consideradas. Una de las diferencias más significativas la encontramos en la variable V1, indicativa de los ingresos de explotación, que obtienen valores muy superiores en empresas fracasadas.

También encontramos diferencias en la ratio V8 que mide el periodo de cobro, que es considerablemente mayor para las empresas fracasadas que para las sanas (4,03 vs 0,41) y, finalmente destacamos la diferencia en la ratio de solvencia V13, que es mayor en las empresas no fracasadas (42,72) que en las fracasadas (10,70). Como se apreciará posteriormente, el modelo resultante considerará estas variables entre las más relevantes para estimar el fracaso de la empresa.

Como resultado de este primer análisis se observa que, en general, las empresas de mayor tamaño, las que tienen problemas de solvencia y las que presentan mayores plazos de cobro son las que tienen una mayor propensión hacia el fracaso.

Tabla 2. Resumen de los estadísticos descriptivos de las variables independientes (un año antes del fracaso).

Variable	Media		d. e.		Mediana		mínimo		máximo	
	NF	F	NF	F	NF	F	NF	F	NF	F
V1	6,84	100,17	4,94	183,05	7,00	10,00	-1,45	0,00	14,00	647,00
V2	3,43	-14,69	50,14	89,27	1,55	0,98	-123,14	-263,82	103,56	122,43
V3	2,91	-4,01	18,64	18,85	0,44	-0,18	-35,86	-47,95	47,35	31,08
V4	-0,12	-18,34	45,27	77,86	0,77	0,31	-118,61	-236,62	85,43	93,07
V5	1,59	-4,28	16,21	17,77	0,29	0,03	-34,64	-47,95	38,62	26,84
V6	7,10	-3,84	41,06	18,89	4,48	-0,09	-73,42	-49,99	83,70	35,58
V7	10,98	-0,79	41,09	19,25	6,90	0,76	-68,73	-43,51	87,22	45,46
V8	1,41	8,46	2,35	11,16	0,41	4,03	0,01	0,15	9,14	43,08
V9	148,47	82,39	186,97	101,77	66,00	46,00	0,00	0,00	630,00	373,75
V10	62,59	85,07	115,42	99,21	3,00	48,00	0,00	0,00	421,00	376,00
V11	6,08	1,20	10,02	0,77	1,82	1,05	0,07	0,22	38,92	3,37
V12	5,01	0,89	8,49	0,67	1,47	0,76	0,04	0,10	33,21	2,73
V13	43,98	11,06	37,65	29,75	42,72	10,70	-24,01	-54,68	99,31	65,91
V14	822,14	907,93	350,91	1.383,47	265,00	329,00	5,00	29,00	4.365,00	5.417,50

Notas: NF: Empresa no fracasada (49.498 observaciones)

F: Empresa fracasada (12.126 observaciones)

d.e.: desviación estándar

La descripción de las variables se encuentra en la Tabla 1.

V14 o ACTIVO se ha tomado en miles de euros.

Fuente: Elaboración propia.

5.1. Selección de los hiperparámetros óptimos del modelo.

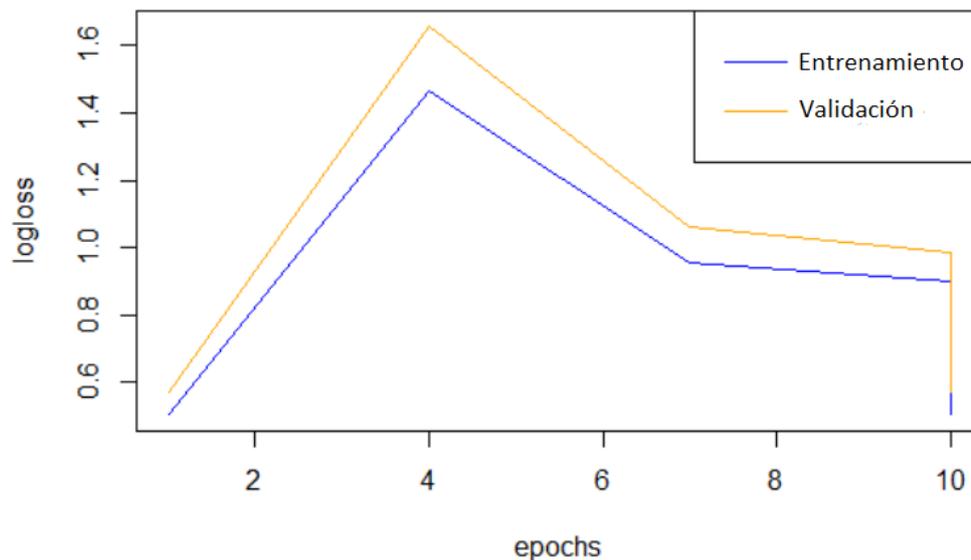
Anteriormente ya se ha indicado que las redes neuronales requieren de la especificación de los valores óptimos de una serie de hiperparámetros que determinan su configuración, para que de este modo sean capaces de producir modelos con una alta capacidad predictiva. Dado que el tamaño de los datos disponible es muy elevado (61.624 observaciones) se ha dividido en tres bloques. El primero, formado por el 60% constituye la muestra de entrenamiento con la que se alimenta el algoritmo para determinar los valores de los pesos y sesgos de todas las neuronas de la red. El segundo, con un 20% de todos los datos, constituye la muestra de validación; se ha utilizado para identificar los valores óptimos de los hiperparámetros. Y el tercero, está formado por la muestra de comprobación; un conjunto de observaciones que ha permanecido oculta durante todo el proceso de entrenamiento y validación del

modelo, y que tiene como finalidad valorar la capacidad predictiva del modelo neuronal ajustado frente a nuevas observaciones, es decir, determinar la generalización del modelo.

El entrenamiento de una red neuronal requiere identificar la combinación de hiperparámetros que conduzca a la obtención de un modelo con una capacidad predictiva muy elevada. En este estudio, como es habitual en los trabajos de aprendizaje automático, emplearemos el estadístico *AUC* (*area under the curve*) que mide el área debajo de la curva *ROC* (*Receiver Operating Characteristics*). *AUC* toma valores entre 0 y 1, pero es por encima de 0,5 cuando indica que un modelo de clasificación binario es mejor que una mera asignación aleatoria. Un valor de 1 significaría que el modelo es perfecto y clasificaría el 100% de los casos correctamente. Entendemos que este indicador de la capacidad predictiva de un modelo es superior al de la precisión global del modelo, tal y como defienden Cortes y Mohri (2004), especialmente cuando la muestra no es balanceada. Es uno de los indicadores más utilizados para valorar el rendimiento de un modelo y compararlo con otros cuando se hace uso de las técnicas del aprendizaje automático. El *AUC* se considera como una medida pura de la eficacia o capacidad predictiva de un modelo, pues es independiente del punto de corte que se utilice para clasificar las predicciones como positivas o negativas. La medida de la precisión global del modelo o porcentaje de aciertos varía según el punto de corte que se emplee para clasificar las probabilidades de ocurrencia que predice el modelo para el evento de interés o el evento sin interés.

Como función de pérdida para la optimización del algoritmo se ha seguido la función *Log-Loss* (*logistic loss*), que penaliza las desviaciones que hay entre las predicciones y los valores reales. Es una medida de precisión que proporciona, además de la pertenencia de las observaciones a una categoría u otra (fracaso frente a no fracaso, en nuestro estudio), la probabilidad de la pertenencia (por ejemplo, la probabilidad de fracaso de una empresa es del 80%). La minimización de la función *Log-Loss* para evaluar la capacidad predictiva de un algoritmo es equivalente a la maximización de la exactitud del algoritmo.

Figura 3. Valores de la función de pérdida Log-Loss para el Modelo 1 de Aprendizaje Profundo con 10 epochs.



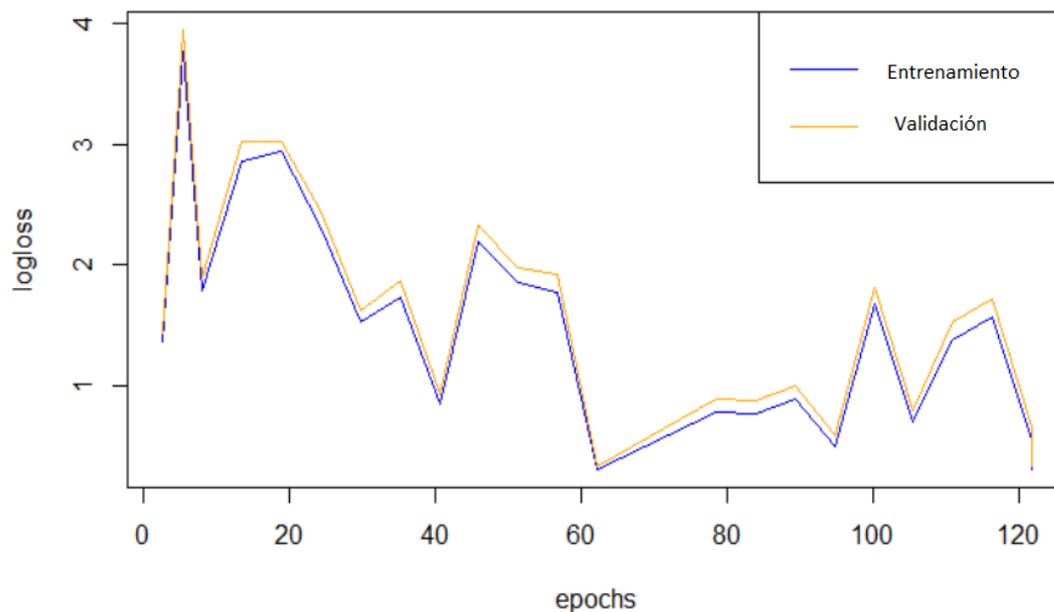
Notas: Entrenamiento = muestra de entrenamiento (60% de las observaciones)
Validación = muestra de validación (20% de las observaciones)
Log-Loss para la muestra de validación: 0,670
AUC para la muestra de validación: 0,8585

Fuente: Elaboración propia.

En primer lugar, vamos a ajustar un modelo neuronal de Aprendizaje Profundo (AP) utilizando la función *h2o.deeplearning()* del paquete de h2o R (The H2O.ai team, 2017) con los parámetros que contiene por defecto (un detalle de los mismos se encuentra en la página web <http://docs.h2o.ai/h2o/latest-stable/h2o-docs/data-science/deep-learning.html>). La Figura 3 muestra los valores que toma la función de pérdida Log-Loss a medida que se incrementan los *epochs* (número de veces que la totalidad de los datos pasan por el algoritmo) cuando se utiliza *h2o.deeplearning()* sin modificar ninguno de los parámetros que tiene por defecto (Modelo 1). Se observa que el valor óptimo de los *epochs* es de 1, por ello la representación de la pérdida Log-Loss desciende en el último de los *epochs* hasta su valor mínimo de 0,671. El número de *epochs* que utiliza esta función por defecto es de 10. El valor que se obtiene del estadístico *AUC* en la muestra de validación es de 0,8585.

La función *h2o.deeplearning()* está configurada para que después del pase de los *epochs* especificados devuelva el número de *epochs* con un valor mínimo en la función de pérdida. Es por ello que en las figuras que ponen en relación el número de *epochs* con la función de pérdida, se aprecia que al final los valores de pérdida descienden hasta el valor mínimo alcanzado en el mejor de los *epochs*.

Figura 4. Valores de la función de pérdida *Log-Loss* para el Modelo 2 de Aprendizaje Profundo con 200 *epochs*.



Notas: *Log-Loss* para la muestra de validación: 0,670

AUC para la muestra de validación: 0,8585

Fuente: Elaboración propia.

A continuación, de nuevo partiremos de la función *h2o.deeplearning()* con los parámetros que tiene por defecto, pero modificaremos e incrementaremos significativamente el número de *epochs* de 10 a 200, y obtendremos el Modelo 2. Una manera sencilla de mejorar la capacidad predictiva de una red neuronal de aprendizaje profundo es incrementar el número de *epochs*. Tal y como se observa en la Figura 4, no se han llegado a completar los 200 *epochs* porque si no se modifican las especificaciones de la función *h2o.deeplearning()*, el número de *epochs* se interrumpe si después de 5 evaluaciones consecutivas de la función de pérdida el algoritmo observa que no se ha reducido para nada la pérdida. Con el incremento del número de *epochs* la pérdida *Log-Loss* en la muestra de validación se reduce y se sitúa en 0,3388, casi la mitad de la pérdida que se obtuvo con tan solo 10 *epochs*. Asimismo, el estadístico *AUC* mejora y alcanza un valor de 0,9438 en la muestra de validación.

Tabla 3. Detalle de los valores de los hiperparámetros considerados para ajustar el mejor modelo de red neuronal de aprendizaje profundo.

HIPERPARÁMETRO	VALORES CONSIDERADOS
Función de activación de las capas ocultas	Maxout, Rectifier y Tahn
Función de activación de la capa de salida	Sigmoid
Número de capas ocultas	3 y 4
Número de neuronas en cada capa	5, 10, 50, 100 y 200
Regularización L1	0, 0,00001 y 0,0001
Regularización L2	0, 0,00001 y 0,0001
Ratio de exclusión de la capa de entrada	0, 10% y 20%
Ratio de exclusión de las capas ocultas	0, 10%, 20% y 50%
Ratio de aprendizaje	0,005
Número de <i>epochs</i>	200

Notas: Las combinaciones de todos los valores de los hiperparámetros asciende a 3.240 modelos diferentes.

Fuente: Elaboración propia.

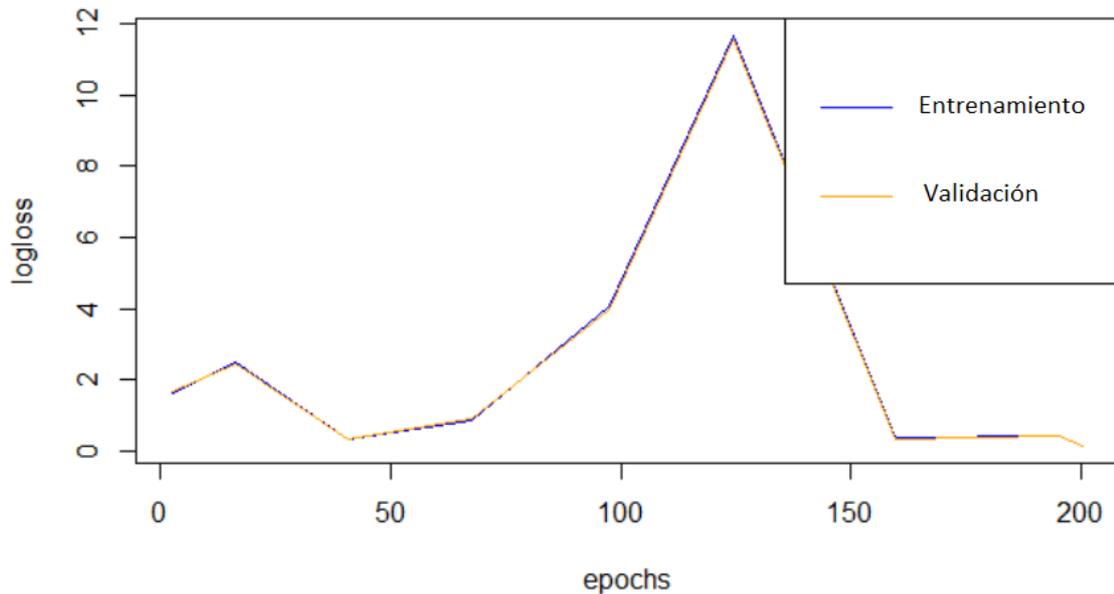
A continuación, para mejorar la red neuronal vamos a intentar identificar una combinación de hiperparámetros que produzca un modelo que sea mejor que el obtenido hasta ahora simplemente incrementando el número de *epochs*. En la Tabla 3 recogemos todos los valores de los hiperparámetros que se han considerado con el fin de identificar la mejor combinación de los mismos. Uno de los problemas de las redes neuronales es la gran cantidad de hiperparámetros que hay que intentar ajustar a sus valores óptimos. No existe ninguna metodología que oriente al investigador sobre cuáles son estos valores óptimos, aunque es posible obtener unos valores razonables de los mismos (esto es, que permitan la construcción de un modelo con unos indicadores de precisión elevados) probando diferentes combinaciones de los mismos. El conjunto de hiperparámetros considerados se ha obtenido a partir de las recomendaciones de Ledell (2018). El número de modelos de aprendizaje profundo que se habrían de ajustar para contemplar la totalidad de las combinaciones posibles de los hiperparámetros contemplados ascendería a 3.240, lo que requeriría de una cantidad de tiempo de trabajo para un ordenador de varios días. Por tanto, en la estrategia de búsqueda de la mejor combinación se ha limitado el tiempo de la CPU a 240 minutos y el número máximo de modelos a construir a 400, combinado la selección de los hiperparámetros de modo aleatorio. Esto significa, que no obtendremos el mejor de todos los posibles modelos para los parámetros considerados; lo que se obtendrá, sin embargo, será uno de los mejores modelos después de todo este proceso de iteración y búsqueda entre todas las combinaciones posibles. De acuerdo con la estrategia de búsqueda señalada, el mejor modelo de aprendizaje profundo que se ha identificado (Modelo 3) reúne las siguientes características:

- función de activación de las capas ocultas: Rectifier;
- número de capas ocultas: 3;
- número de neuronas en cada capa: 50;
- regularización L1: 0,00001;
- regularización L2: 0,0;
- ratio de exclusión de la capa de entrada: 0%;
- ratio de exclusión de las capas ocultas: 10%.

Entre todas las funciones de activación, Rectifier resulta la más apropiada. De este modo, en las capas ocultas de la red neuronal los valores negativos se convierten en 0 y los positivos se mantienen.

La Figura 5 muestra las iteraciones del algoritmo con el número de *epochs* y la función de pérdida. En el mejor modelo identificado (Modelo 3) la función de pérdida *Log-Loss*, para la muestra de validación, asciende a 0,1248 y el estadístico *AUC* alcanza un valor de 0,9834, ambos valores son bastante mejores que los obtenidos con los modelos anteriores. El estadístico *AUC* está muy próximo al valor más óptimo de 1.

Figura 5. Valores de la función de pérdida *Log-Loss* para el Modelo 3 o Modelo Final de Aprendizaje Profundo con la mejor combinación de hiperparámetros.



Notas: función de activación de las capas ocultas: Rectifier; número de capas ocultas: 3; número de neuronas en cada capa: 50; regularización L1: 0,00001; regularización L2: 0,0; y ratio de exclusión de la capa de entrada: 0%; ratio de exclusión de las capas ocultas: 10%.

Fuente: Elaboración propia.

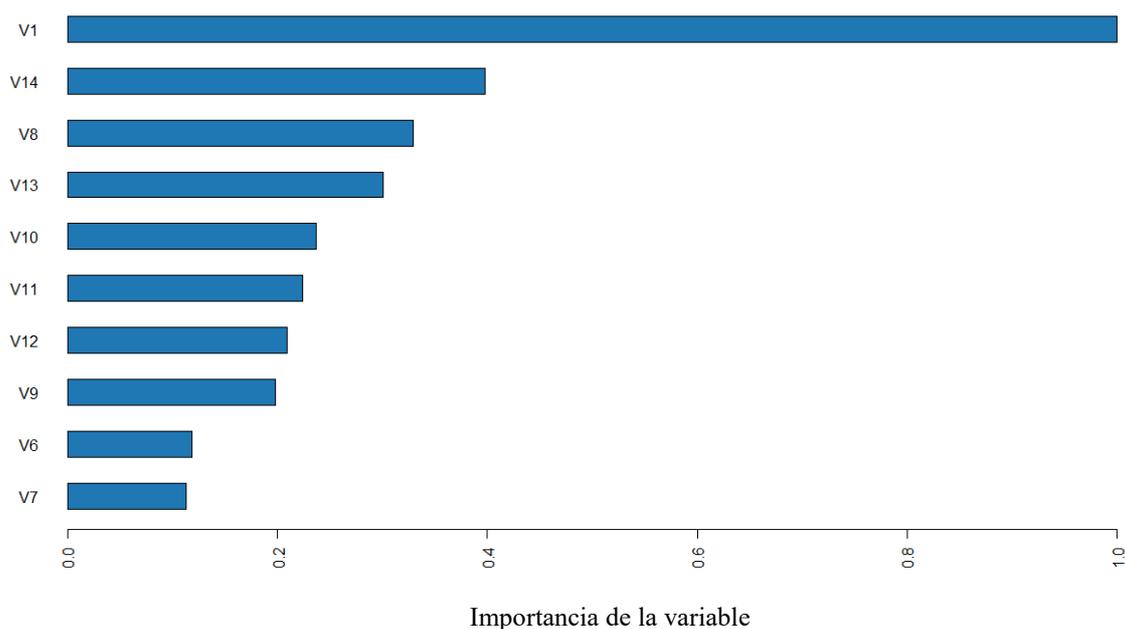
Por último, vamos a tomar los valores óptimos de los hiperparámetros identificados en la construcción del Modelo 3, pero reduciendo la ratio de aprendizaje a un valor muy pequeño (0,0001). El algoritmo del descenso del gradiente para encontrar la solución que minimice la función de coste realiza un recorrido de múltiples iteraciones cuyo movimiento o tamaño de los pasos viene determinado por la ratio de aprendizaje. Muchas veces una reducción de esta ratio permite encontrar una solución mejor, aunque a costa de incrementar el tiempo de optimización, pues para un recorrido similar si los pasos son más pequeños el tiempo de la CPU de un ordenador aumenta considerablemente. De este modo, se ha obtenido un Modelo 4, con unos resultados peores (*AUC* de 0,9541 y pérdida *Log-Loss* de 0,1932, en la muestra de validación) que los obtenidos en el modelo anterior. Por tanto, es el Modelo 3 el que constituirá nuestro Modelo Final.

5.2. Importancia de las variables del modelo de aprendizaje profundo.

Aunque el modelo de aprendizaje profundo es más difícil de interpretar que un modelo sencillo como una regresión o árbol de decisión individual, se puede obtener una valoración global de la importancia de cada variable midiendo la mejora que aporta cada uno de los predictores en la búsqueda de la solución óptima del algoritmo. En este sentido, los gráficos de dependencia parcial ofrecen una representación gráfica del efecto marginal de una variable en la respuesta del modelo. El efecto de una variable se mide en el cambio que produce sobre la media de la variable de respuesta.

La Figura 6 muestra la importancia de las variables del modelo de aprendizaje profundo. Se aprecia que las variables de mayor peso son, por una parte, V1, que expresa el valor de los ingresos de explotación y V14, indicativa de la cifra de activos totales. Ambas variables están directamente relacionadas con el tamaño de la empresa. Por otra parte, son especialmente significativas también V8, que muestra la relación entre ventas sobre recursos permanentes y V13 que indica el cociente entre el patrimonio neto y el activo.

Figura 6. Importancia de las variables del modelo de aprendizaje profundo.



Fuente: Elaboración propia.

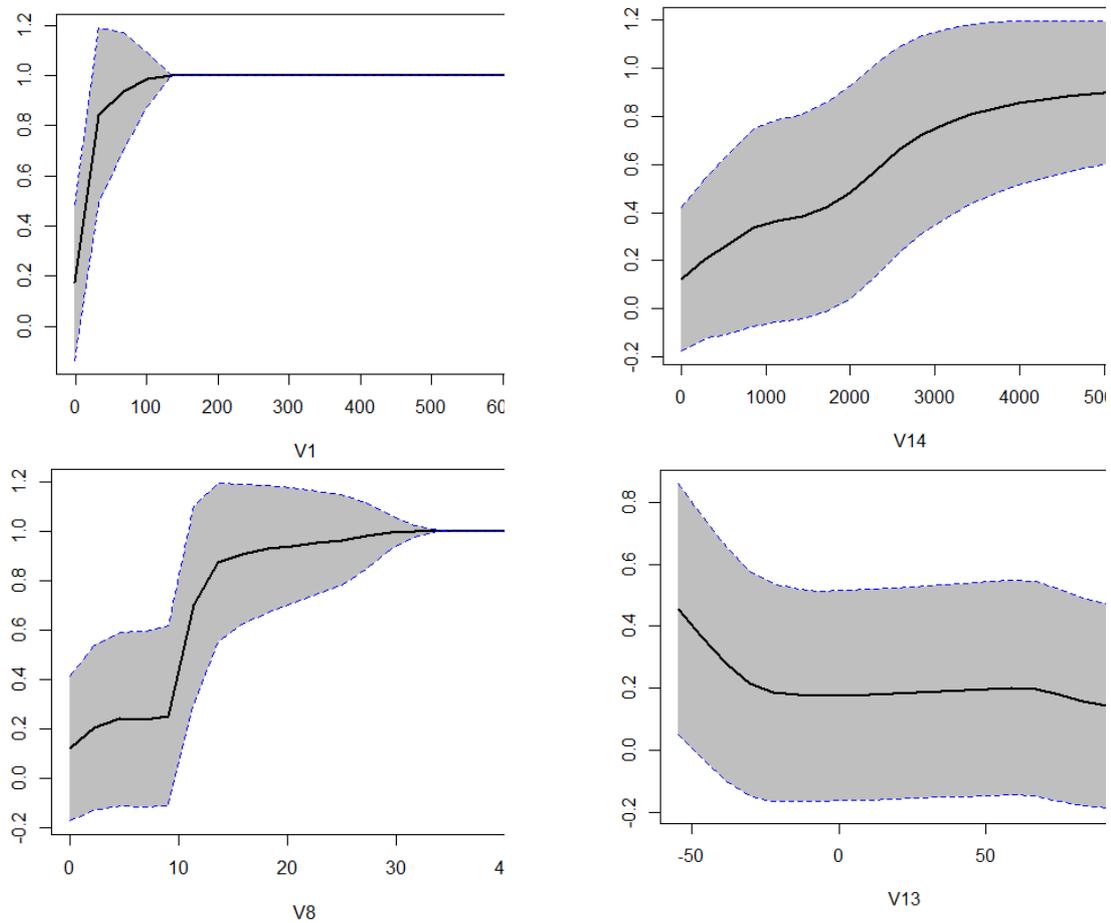
La Figura 7 muestra los gráficos de dependencia parcial para las cuatro variables más relevantes en la respuesta al fracaso empresarial identificados. Se presenta el efecto marginal de cada variable en la probabilidad de que una empresa entre en una situación de concurso. Esto es, cada gráfico ilustra la influencia parcial de una variable independiente en el modelo resultante tras considerar el efecto en conjunto y promediado de las otras variables independientes. Aunque la forma de estos gráficos no proporciona una explicación muy clara, sí que recogen la tendencia general y pueden utilizarse para interpretar el efecto de los predictores en la variable de respuesta (Friedman, 2002; Natekin & Knoll, 2013). El eje de las abscisas muestra los valores de la variable y el de ordenadas la probabilidad de fracaso empresarial. Las franjas de color gris reflejan la desviación estándar de las curvas de dependencia parciales.

Las curvas ascendentes de los gráficos correspondientes a las variables V1 y V14 indican que conforme aumenta el valor de los ingresos de explotación aumenta la propensión al fracaso empresarial. Atendiendo al gráfico representativo de la variable V14 se observa que a medida que aumenta el tamaño de la empresa aumentan las posibilidades de entrar en fase de concurso, es decir, aumentan las posibilidades de entrar en fases de dificultad financiera. Los resultados obtenidos en estas dos variables, relacionadas directamente con el tamaño de la empresa, apuntan a que cuanto mayor es el tamaño de la firma, mayor es la propensión a fracasar. Este hecho se justifica en que las empresas más grandes están sujetas a rigideces en sus estructuras económicas y financieras que las exponen a mayores riesgos por su menor flexibilidad en la adaptación a los cambios de coyuntura. Este resultado es consecuente con la situación de numerosas empresas y similar al obtenido en recientes estudios, como Momparler, Carmona y Climent (2016).

Por su parte, el gráfico ascendente de la variable V8, cociente entre ventas y recursos permanentes, nos indica que cuanto mayor es su valor, mayor es la propensión al fracaso. Esta variable aumenta cuando lo hacen los ingresos (lo que es coherente con lo indicado anteriormente con la variable V1) o cuando disminuyen los recursos permanentes, por una situación de dependencia del endeudamiento.

Por último, la variable de solvencia V13 resulta también significativa, de modo que cuando aumenta se reduce la propensión al fracaso al ser la empresa cada vez más solvente.

Figura 7. Gráficos de dependencia parcial.



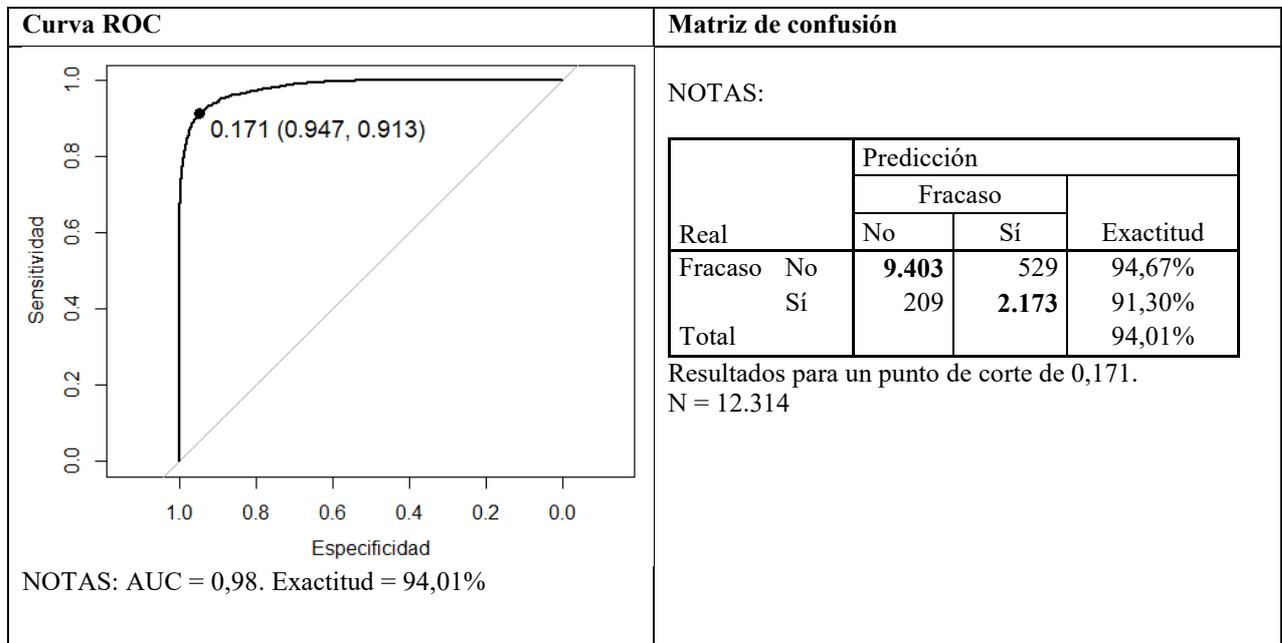
Notas: Eje de las ordenadas recoge la probabilidad de fracaso empresarial.
Fuente: Elaboración propia.

5.3. Precisión del modelo y capacidad predictiva sobre una muestra independiente.

La Figura 8 recoge los resultados la aplicación del modelo de aprendizaje profundo sobre la muestra de comprobación. Como se ha especificado anteriormente, la muestra de datos disponibles se ha dividido en tres bloques: muestra de entrenamiento (60%), muestra de validación (20%) y muestra de comprobación (20%). Las dos primeras muestras se han empleado para ajustar y extraer el mejor modelo, de modo que la muestra de comprobación ha permanecido siempre oculta para evitar incurrir en un problema de sobreajuste (*overfitting*, en inglés). Ahora, es el momento de utilizar esta muestra de comprobación para determinar la validez del modelo con unas observaciones totalmente independientes de las utilizadas durante la construcción del modelo. El valor del estadístico *AUC* en esta muestra de comprobación es 0,9816, por lo que el modelo es capaz de clasificar correctamente la mayoría de las empresas, diferenciando entre activas y en concurso. Una curva ideal *ROC* se extendería y alcanzaría el vértice superior izquierdo, de su representación gráfica; por tanto, cuanto mayor sea el área de debajo de la curva mejor es el algoritmo del clasificador y el *AUC* toma un valor más próximo a 1 (Figura 8). La gráfica muestra también la sensibilidad (el porcentaje de aciertos del evento de interés o fracaso, en nuestro caso) y la especificidad (el porcentaje de aciertos del evento que no es de interés o no fracaso, en nuestro caso) del modelo para el mejor punto de corte (0,171), que indica la probabilidad de corte para que el modelo realice su labor de clasificación entre los dos tipos de empresas. En la parte de la derecha, la matriz de confusión refleja que el porcentaje global de aciertos es de un 94,01%. También se extrae que se clasifican correctamente un 94,67% de las empresas en activo y un 91,30% de la que están en situación de concurso (especificidad y sensibilidad del modelo, respectivamente).

En suma, estos resultados, obtenidos con la muestra de comprobación, vienen a demostrar que el modelo de aprendizaje profundo construido con la muestra de entrenamiento y de validación tiene un nivel de precisión y una capacidad predictiva también muy altos sobre unos datos independientes no empleados para su elaboración.

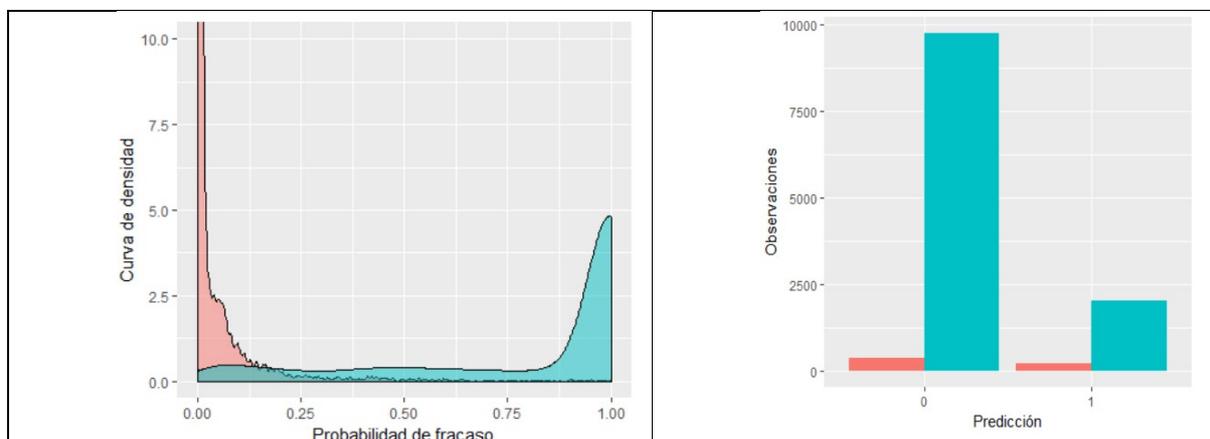
Figura 8. Precisión del modelo de aprendizaje profundo en la muestra de comprobación.



Fuente: Elaboración propia.

A continuación, para constatar de modo visual que el modelo de aprendizaje profundo construido es capaz de diferenciar entre las empresas fracasadas y no fracasadas se ha dibujado la curva de densidad de las probabilidades que produce el modelo para ambas categorías de empresa (Figura 9, panel de la izquierda).

Figura 9. Curva de densidad de las probabilidades de las predicciones y distribución de los aciertos del modelo de aprendizaje profundo.



Fuente: Elaboración propia.

Se observa que efectivamente las dos distribuciones de probabilidad son muy diferentes, aunque la existencia de un área de intersección corrobora que el modelo no es perfecto y comete algunos errores como ya se ha comentado. El panel de la derecha de esta figura muestra gráficamente la existencia de estos errores, que son mucho menores que los aciertos (empresas clasificadas correctamente).

6. Conclusiones.

El objetivo de este estudio ha sido analizar la idoneidad de las redes neuronales del *Deep Learning*, en particular, de las redes de alimentación hacia adelante (feedforward neuronal networks) en la predicción del fracaso empresarial mediante la formulación de un modelo que permita predecir el fracaso empresarial en empresas europeas, intentando cubrir así la práctica inexistencia de investigación detectada, ya que apenas había literatura en este campo que utilizara esta novedosa metodología.

Se ha obtenido un modelo que permite clasificar, de una manera general, entre empresas sanas y en peligro de entrar en situación concursal. Para ello se ha realizado un análisis empírico aplicando la metodología *Deep Learning*, novedosa en este campo de investigación. La capacidad predictiva que muestra el modelo estimado alcanza un 94% sobre una muestra de comprobación independiente formada por el 20% de las observaciones. Atendiendo a estos resultados, podemos constatar la adecuación y utilidad de esta técnica en el campo de investigación de la predicción del fracaso empresarial.

Se ha podido comprobar que las variables más relevantes son las indicativas del tamaño empresarial, representadas por el volumen de ingresos y el tamaño de activo, lo que demuestra que, en general, el aumento del tamaño empresarial influiría decisivamente en el riesgo de fracasar, convirtiendo a las empresas de mayor tamaño en más vulnerables. Este hecho se justifica en que las empresas más grandes están sujetas a rigideces en sus estructuras económicas y financieras que las exponen a mayores riesgos por su menor flexibilidad para adaptarse a los cambios de coyuntura.

Además, se ha comprobado que la probabilidad de una situación de quiebra aumentaría cuando no se dispone de recursos permanentes suficientes y se recurre excesivamente al endeudamiento. En definitiva, mayor endeudamiento supone mayor riesgo de fracaso.

Finalmente, se ha observado que la posibilidad de entrar en concurso está íntimamente relacionada con la incapacidad de atender puntualmente las obligaciones financieras. Este extremo queda demostrado con la evolución de la variable solvencia que permite afirmar que la probabilidad al fracaso se reduce en aquellas entidades que muestran valores elevados en esta variable.

Entendemos que además de los indicadores clásicos de la viabilidad financiera constatados en este estudio, endeudamiento y solvencia, el modelo estimado incluye como novedad la variable tamaño, clave en el futuro de la empresa. La combinación de estas variables puede aplicarse por los usuarios para diagnosticar si una empresa presenta síntomas de dificultad financiera que podrían derivar en una situación de fracaso.

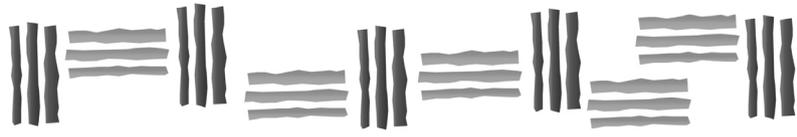
Una línea de investigación complementaria consistiría en añadir al estudio variables de carácter cualitativo o no financieras, en definitiva, información de mercado que refleje también la influencia de la coyuntura económica en la empresa analizada. En este sentido, pensamos en la conveniencia de ampliar la definición de fracaso empresarial de modo que además de criterios jurídicos se incorporen también criterios económicos, lo que sin duda incrementará la capacidad de generalización de los modelos obtenidos. También consideramos abierta la posibilidad de centrar este tipo de trabajos en sectores productivos particulares.

Referencias

- Abbott, A., Deshowitz, A., Murray, D., & Larson, E. (2018). WalkNet: A Deep Learning Approach to Improving Sidewalk Quality and Accessibility. *SMU Data Science Review*, 1(1-7), 1-12.
- Ahn, B.S., Cho, S.S., & Kim, C.Y. (2000). The integrated methodology of rough set theory and artificial neural network for business failure prediction. *Experts Systems with Applications*, 18, 65-74.
- Alfaro, E., Gámez, M., & García, N. (2007a). A Boosting Approach for Corporate Failure Prediction. *Applied Intelligence*, 27(1), 29-37.
- Alfaro, E., Gámez, M., & García, N. (2007b). Multiclass Corporate Failure Prediction by Adaboost.M1. *International Advances in Economic Research*, 13(3), 301-312.
- Alfaro, E., Gámez, M., García, N., (2008). Linear Discriminant Analysis Versus Adaboost for Failure Forecasting. *Revista Española de Financiación & Contabilidad*, 37(137), 13-32.
- Alfaro, E., García, N., Gámez, M., & Elizondo, D. (2008). Bankruptcy Forecasting: An Empirical Comparison of AdaBoost and Neural Networks. *Decisión Support Systems*, 45(1), 110-122.
- Alfaro, E., Gámez, M., & García, N. (2013). Adabag: An R Package for Classification with Boosting and Bagging. *Journal of Statistical Software*, 54(2), 1-35.
- Bell, T.B., Ribar, G.S., & Verchio, J. (1990). Neural Nets Versus Logistic Regression: A Comparison of Each Model's Ability to Predict Commercial Bank Failures. En Srivastava, R.P. (ed). *Proceedings of the 1990 Deloitte & Touche/University of Kansas Symposium in Auditing Problems*, 29-53. Auditing Symposium X. Universidad de Kansas, Lawrence.
- Boritz, J., & Kennedy, D.B. (1995). Effectiveness of Neuronal Network Types for prediction of Business Failure. *Experts Systems with Applications*, 9(4), 503-512.
- Brownlee, J. (2017). *What is the Difference Between a Parameter and a Hyperparameter?* <https://machinelearningmastery.com/difference-between-a-parameter-and-a-hyperparameter/> (visitado el 28 de marzo de 2018)
- Chaudhuri, A., & Ghosh, S. K. (2017). *Bankruptcy Prediction through Soft Computing based Deep Learning Technique*. Germany: Springer.
- Cook, D. (2017). *Practical Machine Learning with H2O*. Sebastopol, CA (USA): O'Reilly Media.
- Cortes, C., & Mohri, M. (2004). AUC optimization vs, error rate minimization, *Advances in Neural Information Processing Systems*, 16(16), 313-320.
- Crawford, C. (2016). *An Introduction to Deep Learning*. <https://blog.algorithmia.com/introduction-to-deep-learning-2016/> (visitado el 30 de marzo de 2018)
- Deng, L., & Yu, D. (2013). Deep Learning: Methods and Applications. *Foundations and Trends® in Signal Processing*, 7(3-4), 197-387. <http://dx.doi.org/10.1561/20000000039>
- Díaz, Z., Fernández, J., & Segovia, M.J. (2004). Sistemas de inducción de reglas y árboles de decisión aplicados a la predicción de insolvencias en empresas aseguradoras. *Documentos de Trabajo de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales*, 9. Universidad Complutense de Madrid.
- Fletcher, D., & Goss, E. (1993). Application Forecasting with Neural Networks: An Application Using Bankruptcy Data. *Information and Management*, 24, 159-167.

- Friedman, J.H. (2002). Stochastic Gradient Boosting. *Journal of Computational Statistics & Data Analysis*, 38(4), 367-378.
- Goodfellow, I., Bengio, Y., & Aaron, C., (2016). *Deep Learning*. Cambridge, MA, USA: The MIT Press.
- Gulli, A., & Pal, S. (2017). *Deep Learning with Keras. Implement neural networks with Keras on Theano and Tensorflow*. Birmingham, Reino Unido: Packt Publishing Ltd.
- Jayanthi, J., Kaur, G., & Suresh, K. (2017). Financial forecasting using decision tree (reptree & c4.5) and neural networks (k*) for handling the missing values. *ICTAC Journal on Soft Computing*, 7(3), 1473-1477.
- Khashman, A. (2010). Neural networks for credit risk evaluation: Investigation of different neural models and learning schemes. *Expert Systems with Applications*, 37(9), 6233-6239.
- Kim, M.J., & Kang, D.K. (2010). Ensemble with Neural Networks for Bankruptcy Prediction. *Expert System with Applications*, 37(4), 3373-3379.
- Kim, M.J., Kang, D.K., & Kim, H.B. (2015). Geometric Mean Based Boosting Algorithm with Over-Sampling to Resolve Data Imbalance Problem for Bankruptcy Prediction. *Expert Systems with Applications*, 42(3), 1074-1082.
- Kim, S.Y., & Upneja, A. (2014). Predicting Restaurant Financial Distrees Using Decisión Tree and AdaBoosted Decision Tree Models. *Economic Modelling*, 35, 354-362.
- LeCun, Y., Bengio, Y., & Hinton, G. (2015). Deep learning. *Nature*, 521, 436-444. <http://dx.doi.org/10.1038/nature14539>
- Ledell, E. (2018). *Deep Learning with H2O*. <https://github.com/ledell> (visitado el 20 de marzo de 2018)
- López, F.J., & Pastor, I. (2015). Bankruptcy visualization and prediction using neural networks: A study of U.S. commercial banks. *Experts Systems with Applications*, 42, 2857-2869.
- Momparler, A., Carmona, P., & Climent, F.J. (2016). La predicción del fracaso bancario con la metodología Boosting Classification Tree. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 45(1), 63-91.
- Natekin A., & Knoll, A. (2013). Gradient Boosting Machines. A Tutorial. *Frontiers in Neurorobotics*. 7(21), 1-21.
- Odom, M.D., & Sharda, R. (1992). A Neural Network Model for Bankruptcy Prediction. En R.R. Trippi and E. Turban (Eds.). *Neural networks in Finance and Investing*. Chicago: Probus Publishing.
- Patel, V., Armstrong, D., Ganguli, M.P., Roopa, S., Kantipudi, N., Aalbashir, S., & Kamarth, M. (2016). Deep Learning in Gastrointestinal Endoscopy. *Critical Reviews™ in Biomedical Engineering*, 44(6), 493-504. <http://dx.doi.org/10.1615/CritRevBiomedEng.2017025035>
- Popescu, M.E., Andreica, M., & Popescu, I-P. (2017). Decision support solution to business failure prediction. *Proceedings of the International Management Conference, Faculty of Management, Academy of Economic Studies, Bucharest, Romania*, 11(1), 99-106.
- Pozuelo, J., Martínez, J., & Carmona, P. (2018). Análisis de la utilidad del algoritmo Gradient Boosting Machine (GBM) en la predicción del fracaso empresarial. *Spanish Journal of Finance and*

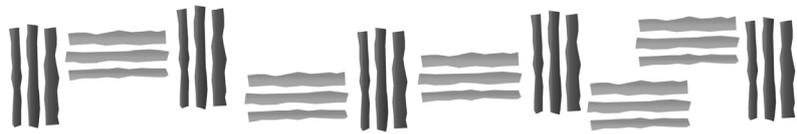
- Accounting / Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 47(4) 507-532.
<http://dx.doi.org/10.1080/02102412.2018.1442039>.
- R Core Team (2019). R: A Language and Environment for Statistical Computing. *R Foundation for Statistical Computing*. Vienna, Austria. URL <http://www.R-project.org/>.
- Ravi, P., & Ravi, V. (2007). Bankruptcy Prediction in Banks and Firms Via Statistical and Intelligent Techniques - A Review. *European Journal of Operational Research*, 180(1), 1-28.
- Romero, F. (2013). Alcances y limitaciones de los modelos de capacidad predictiva en el análisis del fracaso empresarial. *AD-minister*, 23, 45-70.
- Schmidhuber, J. (2015). Deep learning in neural networks: An overview. *Neural Networks*, 61, 85-117.
- Tam, K.Y. (1991). Neural Network Models and the Prediction of Bank Bankruptcy, *Omega*, 19(5), 429-445.
- Tam, K.Y., & Kiang, M.Y. (1992). Managerial Applications of Neural Networks: The Case of Bank Failure Predictions. *Management Science*, 38(7), 926-947.
- Tascón, M.T., & Castaño, F.J. (2012). Variables y modelos para la identificación y predicción del fracaso empresarial: revisión de la investigación empírica reciente. *Revista de Contabilidad*, 15(1), 7-58.
- The H2O.ai team (2019). h2o: R Interface for H2O. R package version 3.26.0.2. <https://CRAN.R-project.org/package=h2o>.
- Tseng, F-M., & Hu, Y-Ch. (2010). Comparing four bankruptcy prediction models: Logit, quadratic interval logit, neural and fuzzy neural networks. *Experts Systems with Applications*, 37, 1846-1853.
- Wang, G., Ma, J., & Yang, S. (2014). An Improved Boosting Based on Feature Selection for Corporate Bankruptcy Prediction. *Expert Systems with Applications*, 41(5), 2353-2361.
- Wang, L., Zeng, Y., & Chen, T. (2015). Back propagation neural network with adaptive differential evolution algorithm for time series forecasting. *Expert Systems with Applications*, 42, 855-863.
- West, D., Dellana, S., & Qian, J. (2005). Neural Network Ensemble Strategies for Financial Decision Applications. *Computers & Operations Research*, 32(10), 2543-2559.
- Wilson, G.I., & Sharda, R. (1994). Bankruptcy Prediction Using Neural Network. *Decision Support Systems*, 11, 545-557.
- Zhang, G.P., Hu, M.Y., Patuwo, B.E., & Indro, D.C. (1999). Artificial Neural Networks in Bankruptcy Prediction: General Framework and Cross-Validation Analysis. *European Journal of Operational Research*, 116(1), 16-32.
- Zieba, M., Tomczak, S.K., & Tomczak, J.M. (2016). Ensemble Boosted Trees with Synthetic Features Generation in Application to Bankruptcy Prediction. *Expert Systems with Applications*, 58(1), 93-101.



Revisores que han autorizado su aparición en el listado (actualizado a 1 de diciembre de 2021):

Elena Abascal Fernández		Rafael Caballero Fernández		José Pablo Dapena	
Javier Aguilera Caracuel		Rolando Caballero Martínez		Antonio F. de Amores Hernández	
S. Ejaz Ahmed		Álvaro Caballo Trébol		Justo de Jorge Moreno	
Ángel Alanón Pardo		Ricardo Cabana-Villca		M ^a . Dolores de Prada Moraga	
Adrián Albala		Laura Cabeza García		Iván de la Fuente Merencio	
Pedro Albarrán Pérez		María Eugenia Calderón		Salvador del Barrio García	
Noel Albert		Francisco J. Callealta Barroso		Francisco del Olmo García	
José Tomás Alcalá Nalváziz		Enriqueta Camacho Peñalosa		André Gérald Destinobles	
Esteban Alcaraz Vera		Lourdes Canós Darós		Laura Díaz Anadón	
Joaquín Aldas Manzano		Jesús J. Cambra Fierro		Norberto Díaz Díaz	
Julio César Alonso Cifuentes		Mariano Carbonero Ruz		Jorge Díaz Lanchas	
Ana Belén Alonso Conde		Luis Cárdenas del Rey		Luis Guillermo Díaz Monroy	
José Antonio Álvarez-Jareño		Clara Cardone-Riportella		Harald Dolles	
Ana Álvarez Muelas		Manuel J. Caro Encalada		Juana Domínguez Domínguez	
Michael D. Akers		M ^a Dolores Caro Vela		Inmaculada Domínguez Fabián	
Christine Amsler		Esther Carrizosa Prieto		Rosa María Domínguez Gijón	
M ^a . ilar Aparicio Chueca		María Francisca Casado		Mónica Domínguez Serrano	
Nieves Aquino Llinares		Silvia Casado Yusta		Natalia Escobar Váquiro	
Antonio Aragón Sánchez		Víctor M. Castañeda Rodríguez		M ^a . Teresa Escobedo Portillo	
Mar Arenas Parra		Fco. Javier Castaño Gutiérrez		Samira El Gibari Ben Said	
M ^a . Teresa Arévalo Quijada		Juan Manuel Castaño Molano		Juan Carlos Erazo Álvarez	
Isabel Argimón Maza		Juan Carlos Castro Bonaño		Marcos España García	
Edosa Joshua Aronmwan		Carlos Cazallas Alcaide		Rosario Espinola Vélchez	
Millán Arroyo Menéndez		M ^a . del Mar Cerban Jiménez		Óscar Andrés Espinosa Acuña	
Lilliana L. Avendaño Miranda		Jorge M. Chica Olmo		Ángel Estrada García	
Alberto Ayaviri		Manuel Civera Satorres		Eugenio M. Fedriani Martel	
M ^a . Victoria Avilés Blanco		M ^a . Mercedes Claramunt Bielsa		Fernando Fedriani Martel	
Mercedes Ayuso Gutiérrez		Luis A. Clemente Moquillaza		Feng Jiao	
Harold Banguero Lozano		Germà Coenders		José Manuel Fera Domínguez	
Víctor Bañuls Silvera		Claudio Comari		Gabriela Fernández Barberis	
Eva Barrena Algara		Guillermina Comas		Ana Fernández Carazo	
Eduard Baumöhl		Emilio Congregado Ramírez		Melchor Fernández Fernández	
Miguel A. Becerra Montañez		Ignacio Contreras Rubio		Javier Fernández Navas	
Jorge Belaire Franch		Renê Coppe Pimentel		María Yolanda Fernández Ramos	
Emma Berenger Cárceles		Natalia L. Coppola		Yolanda Fernández-Santos	
Vanesa Berlanga Silvente		Virginia Inés Corbella		María Alejandra Ferrer	
Amancio Betzuen Zalbidegoitia		Beatriz Corchuelo		Roman Ferrer Lapeña	
Elisabeth Beusch Tilburg		José Manuel Cordero Ferrera		Luis Ferruz Agudo	
Joerg Beutel		Manuela Coromaldi		Lucio Flores Payan	
Celia Bilbao Terol		Alicia Correa Rodríguez		Raquel Flórez López	
Margarita Billón Currás		Beatriz Correyero-Ruiz		Osvaldo A. Fosado Téllez	
María Teresa Blaconá		Martha Lucía Corrales Bossio		Inmaculada Fortes Ruiz	
Francisco J. Blancas Peral		Juan Carlos Cortés López		Roberto Carlos Fortich Mesa	
Pilar Blanco Alonso		Pablo Coto Millán		Juan Jaime Fuentes	
Glenda Blaser Petarli		María Elizabeth Cristofoli		M ^a . del Mar Fuentes Fuentes	
Héctor A. Botello Peñaloza		Rafael Cruz Salazar		Javier Galán-Figueroa	
Carlos Bouza		M ^a . Dolores Cubiles de la Vega		Miguel Ángel Galindo Martín	
Raúl Brey Sánchez		Antonio Cutanda Tarín		Alicia Galindo Manrique	
M ^a . Isabel Brusca Alijarde		Luigi D'Ambra		Fernanda Cuitiño	
Marcos Buestán		Carlos Dabús Conicet		Juncal Cuñado Eizaguirre	
Eva María Buitrago Esquinas		Arnaldo Dámera Martínez		Dolores Gallardo Vázquez	
David Alejandro Gallego Escobar		José Manuel Hurtado González		Ángel Enrique Martínez Gálvez	
Guiselle María Garbanzo Vargas		Jorge Ibarra Salazar		José Antonio Martínez García	
Alejandro García Cintado		Aysa Ipek Erdogan		Soledad M ^a Martínez M ^a . Dolores	
Luis Ángel García Escudero		Matías Irigoyen Testa		José Miguel Martínez Paz	
Alfredo García Hernández-Díaz		Harizmar Izquierdo Madrid		José Francisco Martínez-Sánchez	
José Horacio García-Marí		Timotej Jagric		M ^a . del Carmen Martínez Serna	
Carmen Huerga Castro		Yara Anahí Jiménez Nieto		Camilla Mastromarco	

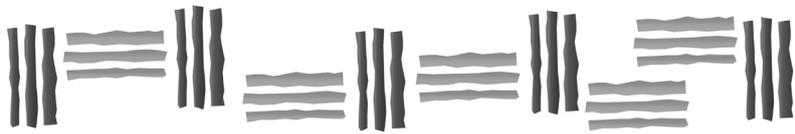




Revisores que han autorizado su aparición en el listado (actualizado a 1 de diciembre de 2021):

Anna García Masía		Diana M. Jiménez Restrepo		Gregoria Mateos-Aparicio Morales	
Cecilia García Muñoz Aparicio		M ^a . Luisa Jiménez Rodrigo		Thórólfur Matthíasson	
Beatriz García Osma		Enrique José Jiménez Rodríguez		Adolfo Maza Fernández	
José García Pérez		Christian A. Johnson		M ^a Amparo Medal Bartual	
José Félix García Rodríguez		Juan José Jordán Sánchez		Mauro Mediavilla Bordalejo	
Ana Gargallo Castel		Sevtap Kestel Ken Kwong		Miguel H. Mejía Puente	
Christiane Gaul		M.T. Lamelas Gracia		Iguácel Melero Polo	
Karl Geisler		Prosper Lamothe Fernández		M ^a Carmen Melgar Hiraldo	
Esperanza Gil Soto		Bibiana Lanzilotta		Ari Melo Mariano	
Alicia Gila García		Bárbara Larrañeta Gómez		Yésica Mayett Moreno	
Trinidad Gómez Núñez		José María Larrú Ramos		Rosa Fátima Medina Merino	
David Gómez Sánchez		Thanh Le Phuoc		Edwin Leonardo Mendez Ortiz	
Nuria Gómez Sanz		Guillén León		Luis Ángel Meneses Cerón	
Mónica Gómez Suárez		Juan Celestino León Mendoza		Roberto Micera	
Germán Héctor González		M ^a . Amparo León Sánchez		Patricia Milanés Montero	
Roberto González Acolt		Nuno Carlos Leitão		José María Millán Tapia	
Fernando González Laxe		Germán Leva		José Luis Miralles Quirós	
María Pilar González Casimiro		Francisco Liñán Alcalde		José Mondéjar Jiménez	
Nieves Glez. Fdez-Villavicencio		María Llop Llop		Juan Ignacio Modroño Herrán	
Mercedes González Lozano		Julián Llorent Jurado		Julián Molina Luque	
Nuria González Rabanal		Luz Mary Londono		María Molinos Senante	
Paula González Rodríguez		Álvaro López Cabrales		Samuel Mongrut	
M ^a . Carmen González Velasco		Begoña López Fernández		Joaquín Monreal Pérez	
María Gracia Rodríguez Brito		Joaquín López Pascual		Oscar Montaña Arango	
Flor M ^a . Guerrero Casas		Dunia López Pintado		José Manuel Montes Peón	
M. Carmen Guisán		Sara López Pintado		María de Jesús Moo Canul	
Haochen Guo		Jesús López Rodríguez		Fco. Javier Morales E.	
Tomás Gutiérrez Barbarrusa		Ana Dolores López Sánchez		Luis Moreno	
Cristián Gutiérrez Rojas		Macarena Lozano Oyola		Ignacio Moreno Gabaldón	
Elena Valentina Gutiérrez		M ^a . Asunción Lubiano Gómez		Elena Moreno García	
Mauricio I. Gutiérrez Urzúa		Alexis Lubow		M ^a Pilar Moreno Navarro	
Katerina Hellström		Amaia Lusa García		M ^a . del Carmen Moreno Perdigón	
Markus Haas		Benjamín Manchado-Pérez		Rafael Moreno Ruiz	
Pedro J. Hernández		Cecilio Mar-Molinero		Rafael Moyano Franco	
Rafael Hernández Barros		Juan A. Marín-García		Josefa Mula Bru	
Beatriz Hernández Jiménez		Nelly N. Manjarez Fuentes		Francisco Javier Muñoz Almaraz	
Antonio Hernández Moreno		Antonio Miguel Márquez Durán		Jesús Muñoz San Miguel	
Carmen Patricia Herranz Peinado		Ezequiel Martín		Gábor Nagy	
Ainhoa Herrarte Sánchez		Víctor Martín		Luis Enrique Nieto Barajas	
Oscar Herrera-Restrepo		Ana M ^a . Martín Caraballo		Gabriel Núñez Antonio	
Manuel Hidalgo Pérez		Alfonso José Martínez		Aníbal Núñez Carrasco	
Miguel Ángel Hinojosa Ramos		Rafael Martínez		Nemecio Núñez Rojas	
Federico Hornes		Minerva Martínez Ávila		Julia M. Núñez Tabales	
Manuel Jesús Huelva Tristancho		Francisco J. Martínez Estudillo		M ^a Manuela Segovia González	
Juan Núñez Valdés		David Alejandro Reyes Gómez		María Semitiel García	
José Javier Núñez Velázquez		Paz Rico Belda		Pedro Serrano	
Jair Ojeda Joya		Laura Riesgo		Yudayly Stable-Rodríguez	
Joanna Olbrys Bialystok		Rosa Ríos Ramos		Alexandre Stamford da Silva	
Javier Oliver Muncharaz		Daniel Rivero Cebrián		Lourdes Susaeta Erburu	
José Antonio Ordaz Sanz		M ^a . Dolores Robles Fernández		Phillip L. Swagel	
Jorge Orlando Arredondo		David Robles Ortiz		María T. Tascón Fernández	
Erick Orozco Acosta		Óscar Rodil Marzábal		Macarena Tejada Tejada	
Priscila Ortega Gómez		Román Rodríguez Aguilar		Cecilia Téllez Valle	
Francisco J. Ortega Irizo		M ^a . Ángeles Rodríguez Bellido		Ángel F. Tenorio Villalón	
Ignacio Osuna Vergara		Domingo Rodríguez Benavides		Cesar Augusto Tiburcio Silva	
M ^a P. Pablo-Romero Gil-Delgado		Arturo Rodríguez-Castellanos		Fernando Tohmé	
Reinaldo Padrao		M ^a . Carolina Rodríguez Donate		Wilfredo Toledo Rodríguez	
Alvise Palese		Rosario Rodríguez Guiñolo		Álvaro Tresierra Tanaka	





Revisores que han autorizado su aparición en el listado (actualizado a 1 de diciembre de 2021):

María Luisa Palma Martos		Jesús Rodríguez López		Patricia Triunfo	
Concepción Paralera Morales		Manuel G. Rodríguez López		Alicia Troncoso Lora	
Julián Pareja Vasseur		Natividad Rodríguez Masero		Antonio Trujillo Ponce	
Juan Carlos Parra		Norberto Rodríguez Niño		Efthymios G. Tsionas	
José Parreño Fernández		Inmaculada Rodríguez Puerta		Carlos Usabiaga Ibáñez	
Carmen Elena Patiño		Carlos V. Rodríguez-Caballero		Ana Utrillas Acerete	
Douglas M. Patterson		Patricia Isabel Romero		Luis Enrique Valdez Juárez	
José M. Pavía		Inmaculada Romano Paguillo		Marisol Valencia Cárdenas	
Dann Payares Ayola		Diego Romero de Ávila Torrijos		Guadalupe Valera Blanes	
Nelson Perera		Eulalia Romero Palacios		Elisabeth Valle Valle	
Alfredo Peris Beamonte		Fco. Javier Rondán Cataluña		Laura Varela Candamio	
Vicente Pérez Chamorro		Eva Ropero Moriones		Manuel Vargas Vargas	
Fátima Pérez García		Dario Alejandro Rossignolo		María José Vázquez Cueto	
Julián Pérez García		Carmen Rubio Castaño		Leudis Orlando Vega de la Cruz	
María Dolores Pérez Hidalgo		José Manuel Rueda Cantuche		Esther Velázquez Alonso	
Victor Ernesto Pérez León		David Ruggeri		Juan David Velásquez	
Rafael Pino Mejías		Belén Ruiz		Francisco Venegas-Martínez	
Fernando Augusto Poveda Aguja		Rocío Ruiz Benítez		María Victoria Verdugo Matés	
Simon Price		José Luis Ruiz Vergara		Elena Vernazza Mañán	
Tomás Prieto Rumeau		María Luisa Saavedra		Mary Analí Vera Colina	
José Alejandro Quijada		Francisco Javier Sáez Fernández		Ana Vianco	
Raquel Quiroga García		Ramón Sala Garrido		Xavier Vilà Carnicero	
María Quintás		Román Salmerón Gómez		Fátima Irina Villalba Padilla	
Arlé Quispe Villafuerte		Sandra Mª Sánchez Cañizares		Esmeralda Villegas	
R. Rajasekhar		Alfredo Sánchez-Daza		Carmen Berenice Ynzunza Cortés	
Josefa Ramoni Perazzi		Celia Sánchez-López		Guido Zack	
Manuel Ramos Francia		Sixto Sánchez Merino		Mª del Pilar Zarzosa Espina	
Carmen Ramos Carvajal		Ana María Sánchez Sánchez		Ting Zhang	
Leonardo Ramos Gutiérrez		Francisca J. Sánchez Sánchez		Jozef Johannes Hendrikus Heijs	
José Manuel Ramírez Hurtado		Manuel J. Sánchez Sánchez		Yesenia Sánchez Tovar	
John Alex Ramírez Figueroa		María Carmen Sánchez-Sellero		Catalina Bolance Losilla	
Juan Carlos Real Fernández		Luis Vicente Santana Quintero		Arelly Ornelas Vargas	
David Redondo Ballesteros		Iván Santelices Malfanti		Francisco López-Herrera	
Hernaldo Reinoso Alarcón		Rosa Santero Sánchez		Bilver Astorquiza Bustos	
María Luisa Restaino		María Sard Bauzá		Joanna J. J. Wang	
Pablo Revilla Aparicio		Alejandro Smolj		Adriana Uquillas Andrade	
Germán Paredes-Belmar		Mariagrazia Squicciarini		Minerva Martínez Ávila	
Samir Ricardo Neme-Chaves		Alejandro Guillen Riquelme		Héctor Cuevas Vargas	
Rolando M. Gonzales Martínez		Virgilio Ortega Leyva		José Luis Torres Chacón	
Ana María Ruiz-Ruano		Julio César Millan Solarte		Xavier Diego Manchego	
Luis Felipe Caro Cortes		Daniel Velázquez Gaviria		José Antonio Velázquez Juárez	
Daniel Mavila Hinojoza		Noemí Dans Rodríguez		Teresa González de la Fe	
Anastasiou Athanasios		Sebastian Gabini		Alejandro Islas Camargo	
Chung-Jen Wang		Joan Miguel Tejedor Estupiñán		Jorge López Arévalo	
Daniela María Arango Martínez		Analilia Huitrón Morales		Antonio Carmona Lavado	
Ricardo Mora Villarubia		Alejandro Flores Méndez		Julio Albeiro Londoño-Patiño	
Mauricio de Rosa		Marianela Luzardo		Antonio Juan Briones Penalver	
Rodrigo Gómez Monge		Juan Antonio Dip		José Flores Gutiérrez	
Pablo de Llano Monelos		Jorge García Regalado		Joan Carles Cirer Costa	
Silvia Teresa Morales-Gualdrón		Grace Armijos Bravo		Lindon Vela Meléndez	
José Luis Jiménez Caballero		Juan Escalante		Oriana Villarroel Molina	
Ricardo Pino		Micaela Camacho		Mariana I. Zilio	
Edgar Juan Saucedo Acosta		Willmer Guevara Ramírez		Jorge Aníbal Restrepo-Morales	
Yamir Encarnación		Kléber A. Luna-Altamirano		Carlos V. Rodríguez-Caballero	
Carlos Andrés Zapata		Mariana Zerón Félix		José Caro Barrera	
Jesús Heredia-Carroza		Ana Milena Padilla-Ospina		María Paloma Bilbao Calabuig	
Jorge Luis Delgado Salazar		Sara Suárez Fernández		Jesús Sánchez-Araque	
		Silverio Alarcón			

