



¿Han Contribuido los Fondos del Segundo Pilar de la Pac 2007-2013 a la Creación de Empleo en la Asturias Rural? Un Enfoque de Econometría Espacial con Datos de Corte Transversal

ALONSO CIENFUEGOS, ÓSCAR LUIS

Área de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa

Profesor Asociado, Departamento de Economía

Universidad de Cantabria

Correo electrónico: oscarluis.alonso@unican.es

Técnico economista

Asociación para el Desarrollo Rural e Integral del Oriente de Asturias (España)

Correo electrónico: alonsocienfuegos@economistas.org

RESUMEN

Los contenidos del presente trabajo se centran en contrastar la posible contribución de los fondos del segundo pilar de la Política Agraria Común (PAC) a mejorar la evolución de una de las variables económicas que figura habitualmente como objetivo a alcanzar dentro de los planes de desarrollo rural, la creación de empleo. El estudio económico de datos distribuidos en el espacio necesariamente debe contar con técnicas de econometría espacial, considerando los posibles efectos de autocorrelación y heterogeneidad espacial, que de ser obviados pueden hacer que los resultados del análisis econométrico no sean válidos, al perder las propiedades estadísticas requeridas.

Palabras claves: econometría espacial; desarrollo rural; análisis exploratorio de datos espaciales; análisis confirmatorio; regresiones cambiantes.

Clasificación JEL: C21; O18; R11; R58.

MSC2010: 91B72; 91D25; 62M30; 91B55; 62P20.

Have the Funds of the Second Pillar of The Cap 2007-2013 Contributed to the Creation of Employment in Rural Asturias? A Spatial Econometric Approach with Cross-Sectional Data

ABSTRACT

The contents of the present work focus on contrasting the possible contribution of the funds from the second pillar of the Common Agricultural Policy (CAP) to improving the evolution of one of the economic variables that is usually included as an objective to be achieved by rural development plans, the creation of employment. The economic study data distributed in space must necessarily take account spatial econometric techniques, considering the possible effects of autocorrelation and spatial heterogeneity, which if overlooked may cause the results of the econometric analysis are invalid, losing the statistical properties required.

Keywords: spatial econometrics; rural development; exploratory analysis of spatial data; confirmatory analysis; changing regressions.

JEL classification: C21; O18; R11; R58.

MSC2010: 91B72; 91D25; 62M30; 91B55; 62P20.



1. Introducción

La Política Agraria Común (PAC) ha sido históricamente uno de los sustentos de la Unión Europea y ha tenido la dotación financiera más alta. Las circunstancias iniciales, en las que la situación de posguerra requería potenciar la producción de alimentos y el blindaje de las rentas de los agricultores, evidentemente han evolucionado mucho y se ha pasado por distintas etapas y reformas. Actualmente la tendencia es hacia un mayor peso del desarrollo rural, basado en aspectos culturales, medioambientales y socioeconómicos. Los enfoques territoriales ganan peso frente a los enfoques sectoriales. Los estados miembros disponen de unos fondos de desarrollo rural que gestionan durante periodos de programación plurianuales. En el caso de España las competencias en materia de agricultura y desarrollo rural están transferidas a las comunidades autónomas, que son quienes fijan, dentro del marco normativo comunitario establecido previamente, las políticas a desarrollar y ejecutan las distintas líneas de actuación y medidas. En el Principado de Asturias, comunidad uniprovincial con un territorio condicionado por su orografía y una importante atomización administrativa en pequeños concejos (municipios) se ha optado mayoritariamente por la subvención directa a inversiones y gastos como el cauce para gestionar los fondos de los dos pilares de la PAC. Los distintos planes de desarrollo rural persiguen frenar la despoblación y el desempleo, pero los datos no parecen acompañar la consecución de tan deseados objetivos. Se pretende con este estudio contrastar si existe una relación económica significativa, basada en el análisis econométrico, con técnicas de econometría espacial, entre el gasto o inversión pública del segundo pilar de la PAC en Asturias durante el periodo 2007-2013 y la variación del empleo en dicho periodo de referencia.

POLÍTICA AGRARIA COMÚN

La tendencia hacia una política agraria basada en el desarrollo rural, se perfila como el camino a recorrer por la PAC. Ya en 2005 decía García Grande (2005): *“La PAC del futuro será básicamente una política de desarrollo rural que otorgará una protección selectiva al sector”*, y parece que esa tendencia se consolida.

Para el próximo periodo de programación 2014-2020 se mantiene la estructura de la PAC con 2 pilares, y se plantea una política de importancia estratégica para la seguridad alimentaria, el equilibrio territorial y el medio ambiente. En el primer pilar se sustituye el pago único por los pagos directos, sistema de pago basado exclusivamente en la hectárea al que se le suman otros por buenas prácticas medioambientales, jóvenes agricultores, pequeños agricultores y limitaciones naturales. Supone un pago por superficie sin tener en cuenta las referencias históricas del pago único. Las medidas de competitividad y mercado persiguen estabilizar los mercados y garantizar un nivel de vida equitativo a la población agrícola, así como garantizar la igualdad de acceso a las mercancías y de trato de los compradores. Desaparecen las cuotas y los derechos de producción.

En cuanto al segundo pilar la política de desarrollo rural complementa los pagos directos y las medidas de mercado y contribuye de este modo a conseguir los objetivos de la PAC. La herramienta financiera para conseguirlo es el FEADER. Sus objetivos son:

1. Fomentar la competitividad de la agricultura.
2. Garantizar la gestión sostenible de los recursos naturales y la acción por el clima.
3. **Lograr un desarrollo territorial equilibrado de las economías y comunidades rurales incluyendo la creación y la conservación del empleo.**

El enfoque del segundo pilar parece que no solo se consolida, sino que adquiere cada vez mayor relevancia y peso dentro de la PAC. A pesar de haber sido hasta ahora el pilar menos favorecido en cuanto a inversiones, estas han ido aumentando paulatinamente. El enfoque de estas políticas es territorial y dado que se aplican, en el caso del Estado Español, a nivel de comunidades autónomas, entendemos que se requiere una metodología que analice datos espaciales y territoriales contemplando así los posibles problemas que puedan surgir del manejo de este tipo de información. Este es el enfoque de la econometría espacial. Los informes realizados para el seguimiento y cuantificación de los logros de los distintos planes de desarrollo rural (PDR) se basan en sistemas de indicadores prefijados, algunos comunes y otros específicos, que se enmarcan en informes que los presentan de forma descriptiva. El enfoque de este estudio pretende ser distinto al descrito, ya que persigue cuantificar la posible relación entre las acciones de política económica realizadas y cofinanciadas con fondos de desarrollo rural de la UE y las variables económicas de los territorios en los que se aplican, para contrastar si existe o no relación econométrica entre las mismas, y en qué medida, si es el caso, para poder así cuantificar sus posibles logros. En este análisis se pretende verificar si la política de subvenciones desarrollada en Asturias con fondos del segundo pilar de la PAC, que se basa fundamentalmente en pagos directos a los beneficiarios finales, tiene alguna relación con la variación del empleo, según nuestros modelos econométricos.

REVISIÓN DE LA LITERATURA

La literatura relacionada con el objeto de estudio es amplia y su repaso susceptible de múltiples enfoques, ya que abarca ámbitos diversos y podría ser clasificada de diversas formas. La temática que se aborda está relacionada con enfoques teóricos propios de la teoría del crecimiento y de la convergencia, de la economía regional, de la geografía económica (incluyendo la nueva geografía económica), del estudio de impactos de medidas de política económica, etc. Para López y Faíña (2014) serían tres los distintos enfoques que se han aplicado para evaluar la política de cohesión de la UE, cada uno con sus ventajas e inconvenientes:

- **Modelos macroeconómicos**, como por ejemplo el desarrollado por la UE, RHOMOLO
- Un segundo grupo de contribuciones sería el de las **evaluaciones econométricas**
- El tercero sería el que lo aborda desde el punto de vista de la **teoría**

Según Cervelló y Segura (2010) dos son los campos básicos en los que se centran los estudios de carácter socioeconómico en los procesos de intervención pública:

- a) la dotación y provisión de bienes y servicios públicos,
- b) la gestión de externalidades.

Otros, como por ejemplo Boscá, Escribá y Murguá (2011), consideran que se han utilizado diferentes aproximaciones al estudio empírico de los efectos del capital público sobre la actividad privada: el **enfoque de funciones de producción**, el **enfoque dual** tanto a través de funciones de coste como de beneficios, **modelos vectoriales autorregresivos (VAR)**, **modelos de crecimiento** y **modelos de equilibrio general**. El enfoque más usual ha sido el de funciones de producción, aunque cada vez más frecuentemente se observa la utilización del enfoque dual.

Según Díaz y Martínez (2005) los distintos enfoques que lo relacionan serían los siguientes:

- **Enfoque del Potencial del Desarrollo Regional (EPDR)**
- Posiblemente el enfoque del que más trabajos se han derivado es el de la **función de producción con capital público**. Realmente en este caso no debiera hablarse de un enfoque teórico, sino más bien de las distintas aproximaciones econométricas que la estimación de funciones de producción con capital público ha generado.
- El denominado **enfoque dual** parte de la estimación de sistemas de ecuaciones formados por funciones de costes o beneficios y demandas de factores de producción privados.
- Una cuarta aproximación es la llevada a cabo desde postulados propios de **economía urbana**
- Desde otra perspectiva distinta a la de la economía urbana, surgen también a lo largo de la década de los noventa, aportaciones novedosas que estudian los efectos económicos de la provisión de infraestructuras empleando técnicas de **econometría espacial, análisis de frontera o economía del transporte**.

Como hemos visto el enfoque de econometría espacial es una de las líneas metodológicas seguidas por distintos autores para abordar esta temática de estudio. Este enfoque ha tenido su mayor auge a partir de los años 90. Podríamos destacar las aportaciones de Rephann e Isserman (1994); Kopp (1995); Moreno, et. al. (1997); Kelejian y Robinson (1997); Boarnet (1998) y Gómez de Antonio (2001) entre otros. Más recientemente algunos autores han utilizado estas técnicas para analizar el impacto de los fondos de la política de cohesión europea. Fundamentalmente han utilizado o bien extensiones al ámbito espacial de modelos de crecimiento neoclásico, como por ejemplo Mohl y Hagen (2010); Lesage y Fischer (2008), Dall'Erba y Le Gallo (2008), Le Gallo et al. (2011), De Dominicis (2014) o también modelos de regresiones discontinuas de carácter espacial como Pellegrini et al. (2013) o Becker et al. (2010). Otros muchos de los estudios basados en modelos econométricos no han considerado el ámbito espacial. Pieńkowski y Berkowitz (2015) hacen un repaso a los más relevantes (espaciales y no espaciales) que se basan principalmente en las técnicas descritas y estudian fundamentalmente la evolución de magnitudes como el Producto Interior Bruto para el conjunto de las regiones europeas, intentando determinar la aportación de capital público al crecimiento económico. También la repercusión específica en el empleo ha sido objeto de estudio con técnicas de econometría espacial, como por ejemplo en Mohl y Hagen (2011) o Vega y Elhorst (2017).

2. Enfoque metodológico

La econometría espacial tiene una serie de planteamientos teóricos con ciertos problemas en lo referente, entre otras cosas, a la endogeneidad de las variables explicativas. Suele ocurrir en los casos en los que se ven correlacionadas las exógenas con el retardo de la endógena, en los casos de modelos SAR. Entre otras técnicas esto se puede corregir con la aplicación del método de los momentos generalizados (Anselin (2011); Drukker, Egger y Prucha (2013)). Como este, existen otra serie de problemas a los que la econometría ha dado solución, pero también otros en que esto no ha sido posible. No parece conveniente estimar modelos sin una base teórica, pero tampoco lo parece extender sin más, al contexto espacial, ampliaciones de modelos teóricos existentes, como extensiones de los mismos, sin considerar todos los problemas empíricos que pueden presentar. Pinkse y Slade (2009) repasan estos posibles problemas, a la vez que proponen el desarrollo de la econometría espacial aprovechando las soluciones propuestas por los avances recientes y adaptando los modelos teóricos a las mismas, y no al revés, para dar así solución directa a los problemas que se puedan presentar. Nos parece procedente y lo más adecuado al caso que nos ocupa, utilizar las técnicas y

herramientas disponibles para evitar precisamente esos problemas, fundamentalmente el de endogeneidad, siempre respetando la base y sentido teórico de la relación a contrastar.

Es por esto que, dada la naturaleza y planteamiento de este estudio no vamos a considerar un modelo teórico previo validado en un contexto no espacial, para contrastar su adecuación con técnicas espaciales, sino que vamos a intentar validar la premisa fundamental de la gran mayoría de planes de desarrollo rural, incluido el asturiano para el periodo 2007-2013, y es que la inyección de fondos públicos a la economía rural contribuye a la creación de empleo. Es decir, necesitamos un modelo que incluya como variable explicativa la inversión pública del PDR para verificar empíricamente si esa relación de causalidad que postula la teoría y en la que se basan estas medidas de política económica existe, es decir si los coeficientes son significativos. Mohl y Hagen (2011) consideran que desde un punto de vista teórico los pagos de los fondos estructurales europeos pueden afectar al empleo a través de la demanda de trabajo al aumentar la dotación de capital público y privado en la región. Otro canal de influencia sería mediante el aumento del progreso tecnológico. Buscaremos relaciones económicas que se sustenten desde el punto de vista de la teoría económica pero que además surjan del análisis econométrico de los datos, y especialmente del análisis espacial, en caso de detectar la existencia de patrones de comportamiento de ese tipo. Las variables explicativas que acompañen a la inversión surgen por tanto de dicho análisis, y no de un modelo teórico validado previamente sin considerar la problemática espacial. La relación de causalidad entre la inversión pública y la generación de empleo es la premisa prefijada por las medidas de política económica y es lo que vamos a intentar verificar para el caso asturiano, en el periodo de referencia, para el que se han presupuestado en bloque unos fondos sometidos a un único plan, común y homogéneo para todo el territorio.

Para la detección inicial de posible existencia de fenómenos espaciales realizaremos un Análisis Exploratorio de Datos Espaciales (AEDE), intentando determinar el comportamiento de las variables en el espacio. Después pasaremos a realizar un Análisis Confirmatorio que nos permita estimar modelos que incorporen la dependencia y heterogeneidad espaciales, en los casos que se necesite. En un primer bloque de modelos trataremos la dependencia espacial para, una vez considerada, estimar en un segundo bloque, por el método de regresiones cambiantes, modelos que recojan la heterogeneidad espacial.

Se plantean modelos con datos de corte transversal en los que se utiliza el enfoque habitual en estos casos, que consiste en estimar un modelo no espacial y contrastar si hay suficiente evidencia sobre la no existencia de autocorrelación espacial. Si tenemos suficientes argumentos que nos permitan considerar que se produce este fenómeno de dependencia, se extiende la especificación incorporando los efectos de interacción espacial necesarios para corregir su posible distorsión. Este planteamiento se conoce como de lo específico a lo general (Paelink, Mur y Trivez (2015)).

La utilización de datos de corte transversal se justifica por el carácter único de actuación en bloque, tanto en términos de financiación del PDR, como en la definición de una única estrategia para todo el periodo de programación que, aunque tiene carácter plurianual, conforma una sola acción de política económica. Y esto sin perjuicio de la idoneidad de introducción de variables temporales en otros posibles estudios, con enfoques de datos de panel.

Los test específicos para la autocorrelación espacial sobre los residuos de la estimación MCO, son el I de Moran, y los basados en los multiplicadores de Lagrange, concretamente el LM-LAG, el LM-ERR, el LM-LAG robusto, el LM-ERR robusto y el LM-SARMA. Estos test nos van

a dar información sobre la existencia o no de dependencia espacial en el modelo y sobre la forma de incorporación de la misma, si es que está presente, según se trate de autocorrelación espacial sustantiva, residual o ambas. Si los test no constatan la existencia de ningún tipo de autocorrelación espacial, plantearemos el modelo tal como está y resolveremos los posibles problemas que hubiese con las técnicas habituales, es decir aceptamos el modelo estimado por MCO. En caso contrario nos llevaría al siguiente paso que es especificar un nuevo modelo que si la considere.

Inicialmente se estudian los test más importantes que serían el LM-LAG y el LM-ERR (Anselin, 2005). Si solo uno de ellos es significativo, escogemos el modelo del error espacial, o el del retardo espacial, según proceda. Si ambos son significativos, es cuando se deben estudiar los test robustos (ya que en caso contrario pueden no ser apropiados). Si uno de ellos es significativo escogemos ese criterio para plantear el modelo del error o del retardo correspondiente. Si ambos vuelven a serlo tomaremos como criterio el de la significatividad más alta, aunque revisando posibles problemas de mala especificación del modelo y/o de las matrices de pesos espaciales.

En principio se usaría el método de máxima verosimilitud (MV), pero también usaremos como alternativa métodos basados en el principio de variables instrumentales (VI) como serían método de mínimos cuadrados bietápicos (MC2E) y momentos generalizados (GM) o método de los momentos generalizados (GMM). Estos métodos de VI se aplican en el caso de correlación entre alguna de las variables explicativas y el término de error (Anselin y Rey, 2014). También en el caso de no normalidad de los residuos son algunos de los métodos recomendados (Chasco, 2013), ya que, si no se cumple dicha condición, no son correctos los test de significatividad obtenidos por MV y pueden dar resultados erróneos. Usaremos el programa GeodaSpace.

Una de las alternativas para modelizar la heterogeneidad espacial en un modelo de regresión son las regresiones espaciales cambiantes o “switching regressions”. Se considera que la inestabilidad estructural es discreta y se estiman tantos valores para los coeficientes de una regresión como estructuras o regímenes espaciales se establezcan en la muestra total de observaciones. Esto nos permitirá además delimitar zonas de comportamiento homogéneo que puedan ser consideradas a la hora de implementar políticas de desarrollo local en un futuro, aprovechando la cohesión socioeconómica de los territorios.

Las variables utilizadas y las fuentes de información estadística utilizadas se describen en el Cuadro 1. Son aquellas disponibles al nivel de desagregación descrito y que puedan explicar el comportamiento de la variable dependiente. La unidad de análisis es el concejo (municipio), ya que es el nivel de desagregación microterritorial del que se dispone de información, por ser la mínima unidad administrativa local de referencia.

Las variables más importantes sobre las que se quiere incidir con las políticas rurales objeto de estudio son la población y el empleo. En nuestro caso nos centraremos en el empleo, concretamente en la variación en el periodo de referencia del empleo total (VEMP13.07), que será nuestra variable dependiente. A la vez que se consideran como explicativas el resto de variables que pueden mantener una relación de causalidad desde el punto de vista teórico, especialmente la inversión o gasto público destinado a financiar el PDR de Asturias para este periodo de programación. Esta es la variable clave (IPDR13.07). Su relevancia a la hora de explicar la variable laboral indicará su posible capacidad de contribución para alcanzar el objetivo previsto por las medidas de política económica objeto de estudio.

Cuadro 1. Variables utilizadas.

GRUPO DE VARIABLES	VARIABLES	DESCRIPCIÓN	FUENTE
Inversión pública.	IPDR13.07	Suma de la cuantía total de dinero público destinado a pagos a beneficiarios finales de ayudas públicas cofinanciadas por FEADER dentro del PDR 2007-2013 del Gobierno del Principado de Asturias.	Consejería de Agroganadería y Recursos Autóctonos.
Población.	POBPAD14.	Población según Padrón Municipal de Habitantes en 2014	INE. Padrón Municipal de Habitantes. Elaborado por SADEI.
	VPOBPAD14.07	Variación de la población para el periodo 2007-2013 según Padrón Municipal de Habitantes.	Elaboración propia a partir de datos del INE. Padrón Municipal de Habitantes
Empleo y paro.	CONTRAT13	Contratos realizados en 2013	SADEI
	PAR14	Paro registrado en 2014	Servicios Públicos de Empleo. Estatal (SPEE) y Autonómico (SEPEPA).
	VPAR14.07	Variación del paro registrado en 2014 con respecto al registrado en 2007	Elaboración propia a partir de datos de los Servicios Públicos de Empleo Estatal (SPEE) y Autonómico (SEPEPA)
	EMP13	Empleo en 2013	SADEI
	VEMP13.07	Variación del empleo en el periodo 2007-2013	Elaboración propia a partir de datos de SADEI
	EMPAGRI13	Empleo en el sector agricultura y pesca en 2013	SADEI
	VEMPAGRI13.07	Variación del empleo en el sector agricultura y pesca en el periodo 2007-2013	Elaboración propia a partir de datos de SADEI.
	ASS14	Afiliaciones a la Seguridad Social en diciembre de 2014	Servicio Público de Empleo
Producción y renta	RNET10	Renta disponible neta en 2010	SADEI. La renta de los municipios
	RFAMNET10	Renta familiar disponible ajustada neta por habitante en 2010	SADEI. La renta de los municipios
	VAB10	Valor añadido bruto a precios básicos en 2010	SADEI. La renta de los municipios
	VABAGRI10	Valor añadido bruto a precios básicos en el sector agricultura y pesca en 2010	SADEI. La renta de los municipios
Estructura económica	SUPTECHIND12	Superficie total de techo industrial en 2012	Cámaras Oficiales de Comercio, Industria y Navegación de Oviedo, Gijón y Avilés.
	LIAE13	Número de licencias del IAE en 2013	Cámaras Oficiales de Comercio, Industria y Navegación de Oviedo, Gijón y Avilés.
	LIAEAGRI13	Número de licencias del IAE en agricultura en 2013	Cámaras Oficiales de Comercio, Industria y Navegación de Oviedo,

			Gijón y Avilés.
	LICOB13	Licencias de obra concedidas en 2013	SADEI. Ministerio de Fomento
	VEHIC13	Parque de vehículos en 2013	Ministerio del Interior. Dirección General de Tráfico.
Sector primario	EXPLOT14	Número de explotaciones en 2014	Consejería de Medio Rural y Pesca. Elaborado por SADEI
	ANIM14	Número de animales en 2014	Consejería de Medio Rural y Pesca. Elaborado por SADEI
	CORTMAD12	Cortas de madera en 2012	Consejería de Medio Rural y Pesca. Elaborado por SADEI
Turismo	REST13	Restaurantes en 2013	Principado de Asturias. Registro de empresas y actividades turísticas. Elaborado por SADEI.
	PLAZTUR13	Plazas en establecimientos turísticos en 2013	Principado de Asturias. Registro de empresas y actividades turísticas. Elaborado por SADEI.

Fuente: Elaboración propia.

Se calculan modelos considerando dos escenarios, el primero incluye a todos los concejos y el segundo excluye a los seis concejos más poblados (por encima de los 40000 habitantes) de carácter más urbano e industrial, con valores extremos en la mayoría de variables. Desde el punto de vista econométrico conviene eliminar la posible influencia de valores extremos que puedan ocultar o cambiar propiedades de la muestra. Además, dada la naturaleza rural de estos fondos, consideramos adecuado, también desde el punto de vista teórico, realizar el análisis sin estos valores extremos, ya que se corresponden con los municipios que albergan los núcleos de población más grandes de Asturias y contienen las zonas más urbanas e industriales. Comprobaremos así qué ocurre con el comportamiento de los modelos sin su posible distorsión sobre los mismos.

Su forma funcional, que evidentemente varía en cada uno de los escenarios considerados, sigue la siguiente estructura general:

$$y = \rho W y + X \beta_1 + W X \beta_2 + u \quad (1)$$

$$u = \lambda W u + \varepsilon \quad (2)$$

cambiante en cada caso en función de la significatividad de los efectos de interacción espaciales de la endógena (Wy), de las exógenas (WX) o del término de error (Wu), pudiendo dar lugar a modelos no espaciales, o espaciales de error, de retardo o mixtos. También cambian las variables explicativas (X) en cada caso ya que de las consideradas inicialmente se eliminan las que no tengan correlación previa significativa y las que la tienen entre sí próxima a 1, para evitar problemas de multicolinealidad (Novales, 1993), así como aquellas que aún teniéndola no tengan coeficientes significativos al estimar los modelos.

Las matrices de pesos espaciales (W) cambian en cada muestra, con y sin outliers, ya que es distinto el número de concejos considerados. En los modelos que no consideran regímenes espaciales se utiliza una matriz de contigüidad tipo queen o rook, siempre estandarizada por filas. Dependiendo del escenario o modelo se ha probado y escogido la de

mejores resultados. Se utiliza contigüidad en vez de distancia por la peculiaridad orográfica de Asturias, región muy montañosa, que ha dado lugar en muchos casos a que las comunicaciones y relaciones no estén bien representados por la distancia geográfica. Además, la existencia de vínculos culturales y económicos de vecindad por las montañas o valles, especialmente en el ámbito rural, así como la estructura comarcal, que también se tiene en cuenta en la gestión de la PAC, por ejemplo, en la conformación de grupos de desarrollo rural, nos hacen considerar que la distancia pueda resultar engañosa para reflejar los patrones espaciales.

3. Análisis exploratorio de datos espaciales (AEDE)

Vamos a analizar la posible existencia de autocorrelación espacial de cada variable, tanto con técnicas gráficas como con contrastes estadísticos. Se aplican, a las variables seleccionadas, las técnicas del análisis exploratorio espacial que proporciona el programa de código abierto GeoDa (Anselin y McCann, 2009). Concretamente se estudia para el análisis univariante el histograma de frecuencias, mapa de deciles y mapa de desviación típica. También el diagrama de dispersión de Moran. Para la representación de las observaciones atípicas que se producen a nivel local se calculan los gráficos de caja (diagrama y mapa), mapa de percentiles, cartograma y mapas LISA de dependencia espacial local (Anselin, 2005). Vamos a aplicar el enfoque reticular (lattice) dado el carácter discreto de las unidades administrativas existentes (concejos) y de la información estadística disponible que se basa en valores de dichas unidades espaciales. Se plantea una matriz de contigüidad de tipo reina estandarizada por filas.

RESULTADOS DEL AEDE:

Para la variable de inversión pública financiada por FEADER (IPDR13.07), los principales resultados del AEDE univariante reflejan la existencia de autocorrelación espacial. También se detecta la presencia de outliers superiores, principalmente en la zona de occidente, en los concejos más extensos y con mayor peso del sector primario.

El índice I de Moran (Moran, 1948), es positivo, en torno a 0.3, y es significativo al realizar distintas pruebas de aleatorización para simular su distribución. Al eliminar los considerados outliers, según el criterio del diagrama de caja, se mantiene la autocorrelación y su significatividad.

Con respecto a la autocorrelación espacial local, los test LISA tanto basados en la I de Moran, como en la G de Getis y Ord (1992) son significativos en varios concejos, resultando un cluster importante de valores altos en occidente, así como también en zonas con importante actividad del sector primario y concejos colindantes. También son significativos, pero con valores bajos en algunos concejos de la zona centro. Esto puede ser indicativo de heterogeneidad espacial y puede sugerir inestabilidad paramétrica, si consideramos la diferencia existente en Asturias entre el centro y las alas, así como la que pueda también existir entre la costa y el interior.

Para la que vamos a considerar variable dependiente en el modelo (VEMP13.07) no sería significativo el test de Moran al 95%, aunque sí lo sería al 90%. Los valores de la I de Moran son inferiores a 0.1. La dependencia espacial, por tanto, presenta dudas en este caso. Para la existencia de autocorrelación local existen evidencias claras al analizar los resultados de los test, tanto los basados en la I de Moran como los de la G_i y G_i^* de Getis y Ord. Se observa un cluster en la zona del ala occidental y otro en la zona centro, dando lugar a una importante evidencia de patrones espaciales de dependencia local en dichas zonas.

Con respecto al comportamiento del resto de variables, así como para todo el conjunto, se observa, de forma general, que la dependencia espacial no es alta ni significativa para las variables no agrarias (salvo para la renta familiar neta, en que si es significativa al 95%) y si lo sería para las variables propias del sector primario. En muchos casos, al eliminar los valores extremos, aumenta en alto grado la dependencia espacial. Esto aconseja estimar los modelos con y sin valores extremos, para comparar ambos resultados.

Lo que si se da en todas las variables es una importante presencia de clusters con autocorrelación espacial local. Casi siempre, salvo en tres variables agrarias (EMPAGRI13, VABAGRI10 y ANIM14), está localizada en la zona centro. Esto sugiere considerar la posible presencia de heterogeneidad espacial y plantear modelos que corrijan este problema, de confirmarse su existencia. El problema de la concentración de la actividad en la zona centro y las distintas dinámicas en algunas zonas del territorio asturiano son cuestiones a considerar en este estudio para su contraste, y los resultados del análisis exploratorio van en esa línea.

Cuadro 2. Resultados significatividad I de Moran y Test LISA por zonas

VARIABLE	I MORAN	SIGNIFICATIVO AL 95%	TEST LISA SIGNIFICATIVO (95%) EN ALGÚN CONCEJO-ZONAS*
IPDR13.07	0.347453	SI	SI-OCCIDENTE-CENTRO
POBPAD14	0.720753	NO (al 90% si)	SI-CENTRO-ALA OCCIDENTAL
VPOBPAD14.07	0.0482384	NO	SI-CENTRO-CENTRO INTERIOR
CONTRAT13	0.0771281	NO (al 90% si)	SI-CENTRO-ALA OCCIDENTAL
PAR14	0.0742348	NO (al 90% si)	SI-CENTRO-ALA OCCIDENTAL
VPAR14.07	0.0830172	NO (al 90% si)	SI-CENTRO-ALA OCCIDENTAL
EMP13	0.103275	NO SIEMPRE (al 90% si)	SI-CENTRO-ALA OCCIDENTAL
VEMP13.07	0.0501124	NO (al 90% si)	SI-CENTRO-ALA OCCIDENTAL
EMPAGRI13	0.215014	SI	SI-OCCIDENTE
VEMPAGRI13.07	0.154703	SI	SI-CENTRO-OCCIDENTE
ASS14	0.0931376	NO SIEMPRE (al 90% si)	SI-CENTRO-ALA OCCIDENTAL
RNET10	0.0709382	NO (al 90% si)	SI-CENTRO-ALA OCCIDENTAL
RFAMNET10	0.343659	SI	SI-CENTRO-ALA OCCIDENTAL
VAB10	0.113502	NO SIEMPRE (al 90% si)	SI-CENTRO-ALA OCCIDENTAL
VABAGRI10	0.296729	SI	SI-OCCIDENTE
SUPTECHIND12	0.0556332	NO	SI-CENTRO-ORIENTE-ALA OCCIDENTAL
LIAE13	0.0993931	NO SIEMPRE (al 90% si)	SI-CENTRO-ALA OCCIDENTAL
LIAEAGRI13	0.0829393	NO (al 90% si)	SI-CENTRO
LICOBR13	0.037748	NO	SI-CENTRO-OCCIDENT-ALA OCCIDENTAL
VEHIC13	0.0988298	NO SIEMPRE (al 90% si)	SI-CENTRO-ALA OCCIDENTAL
EXPLOT14	0.209182	SI	SI-CENTRO INTERIOR-CENTRO-ALA OCCIDENTAL
ANIM14	0.194155	SI	SI-OCCIDENTE
CORTMAD12	0.120027	SI (NO SIEMPRE, al 90% si)	SI-CENTRO INTERIOR-CENTRO
REST13	0.0704182	NO (al 90% si)	SI-CENTRO-ALA OCCIDENTAL
PLAZTUR13	0.180412	SI	SI-ORIENTE- CENTRO INTERIOR -ALA OCCIDENTAL

Fuente: elaboración propia.

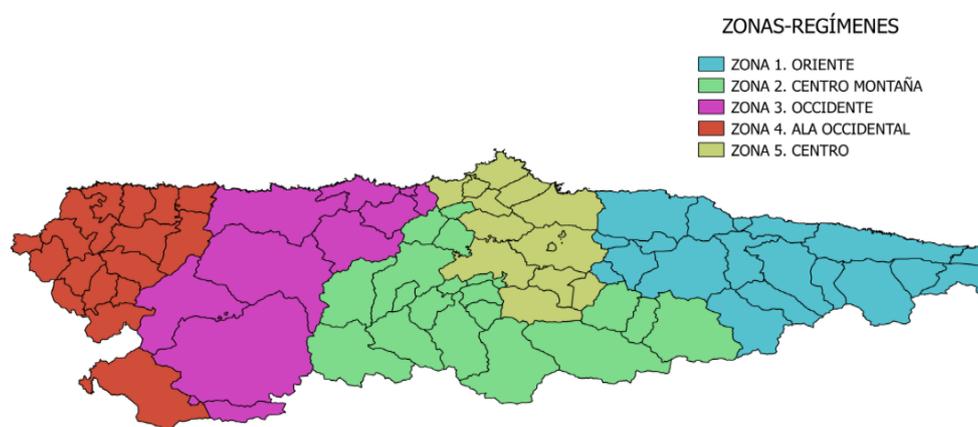
4. Análisis confirmatorio

Se analiza en este apartado la relación existente entre las distintas variables consideradas. Calculamos la correlación entre variables y contrastamos su significación (análisis conjunto de las variables). La información obtenida nos sirve para construir los modelos explicativos, tal como ya se ha descrito anteriormente, teniendo en cuenta a su vez la autocorrelación espacial y la heterogeneidad espacial en caso de que existan. En un primer grupo de modelos trataremos la autocorrelación espacial solamente y en el segundo se considerará también la heterogeneidad. Una de las alternativas para modelizar la heterogeneidad espacial en un modelo de regresión son las regresiones espaciales cambiantes o “switching regressions”. Se considera que la inestabilidad estructural es discreta y estima tantos valores para los coeficientes de una regresión como estructuras o regímenes espaciales se establezcan en la muestra total de observaciones.

En nuestro caso hemos propuesto cinco grupos o regímenes basándonos en los indicios detectados en el AEDE, así como en la existencia de comarcas y grupos de desarrollo rural que gestionan una parte del PDR, concretamente el eje LEADER. A estos grupos se les exige una coherencia y cohesión territorial y tienen una trayectoria continuada desde principios de los años 90. Son 11 en Asturias y nos sirven de base, junto con criterios económicos y de actividad, así como con los resultados de los clusters del AEDE y con la división administrativa existente en el Principado de Asturias, para realizar los siguientes regímenes espaciales:

1. **Zona Oriente.** Zona rural que incluye los grupos de acción local del Oriente de Asturias y la Comarca de la Sidra. Tiene importante actividad en el sector primario, baja actividad industrial, y su economía se basa fundamentalmente en el sector servicios. Grandes recursos turísticos.
2. **Zona Centro Montaña.** Zona rural dependiente y cercana a zonas industriales y urbanas del centro. Se corresponde con los GAL de Alto Nalón, Montaña Central y Camín Real de la Mesa.
3. **Zona Occidente.** Importante sector primario, con tradición y grandes recursos agrícolas y ganaderos. Grupos de acción local de EseEntrecabos, Alto Narcea-Muniellos y Bajo Nalón.
4. **Zona Ala Occidental.** Zona rural con muchos concejos pequeños e importantes dificultades orográficas. Incluye los GAL Navia-Porcía y Oscos-Eo
5. **Zona Centro.** Tiene un carácter más urbano e industrial que el resto, ya que incluye las zonas más pobladas, las ciudades y los núcleos más urbanos. También tiene las zonas con más tradición industrial. Incluye también zonas rurales de baja densidad de población y actividad del sector primario ya que la conformación territorial de Asturias integra zona rural y sector primario junto con zonas urbanas. Incluye las zonas excluidas de los grupos de acción local (es decir zona urbana) y los concejos de Carreño y Gozón, que forman el grupo de acción local del Cabo Peñas (ADICAP)

Mapa 1



Fuente: Elaboración propia

RESULTADOS DEL ANÁLISIS CONFIRMATORIO:

Modelos de autocorrelación espacial

Tanto en el caso de la muestra completa como en el caso de la muestra sin outliers el coeficiente de la variable de aportación de fondos públicos no es significativo, lo que viene a señalar poca o nula eficacia en la aportación de las inversiones y gastos del PDR para influir en la variación del empleo, al menos según estos modelos.

Cuadro 3

MODELO	VARIABLE DEPENDIENTE/ MUESTRA		VARIABLE INDEPENDIENT DE INVERSIÓN PÚBLICA	SIGNIFICATIVIDAD DE LA VARIABLE DE I PÚBLICA/ SIGNO	RESTO DE VARIABLES INDEPENDIENTES SIGNIFICATIVAS/SIGNO	MÉTODO ESTIMACIÓN
MODELO 1	VEMP13.07	MUESTRA COMPLETA	IPDR13.07	NO	VAB10/NEGATIVA SUPTECHIND12/POSITIVA	SWLS (KP-HET)
MODELO 2		MUESTRA SIN OUTLIERS	IPDR13.07	NO	VPOBPAD14.07/POSITIVO SUPTECHIND12/NEGATIVO	2SLS

Fuente: elaboración propia.

Para la muestra completa el modelo considerado (modelo 1), es un modelo de error que corrige la dependencia espacial detectada. Se consideran explicativas las variables de valor añadido bruto en 2010 y la superficie de techo industrial en 2012, con signos negativo y positivo respectivamente. En los concejos con más valor añadido la pérdida de empleos ha sido mayor y los concejos con mayores dotaciones industriales han sido los que mejores datos de variación en el empleo han tenido.

Para llegar a este modelo se hace una primera estimación por MCO, con todas las variables consideradas, que resulta con una alta multicolinealidad y varios coeficientes no significativos individualmente, incluida la variable IPDR13.07. No se da normalidad en los errores. Existe dependencia espacial. El R^2 y R^2 corregido son cercanos a 1. Al eliminar las variables no significativas (salvo IPDR13.07) baja la multicolinealidad hasta un número de condición inferior a 3, los test dan resultados de significatividad positiva tanto de forma conjunta como individual, salvo para IPDR13.07. Los test de Breush y Pagan (BP) y Koenker Basset (KB) no rechazan la hipótesis nula de homocedasticidad, pero si el test robusto de White. Al eliminar las variables con coeficientes no significativos quedan como explicativas SUPTECHIND12 y VAB10. Al no cumplirse el supuesto de normalidad en los errores estimamos el modelo no espacial por MC2E y llegamos a las mismas variables como relevantes, tras analizar los resultados de las alternativas, quedando como mejor opción la que considera como explicativa SUPTECHIND12, como instrumental VAB10 y como instrumento RNET10. El test de Anselin-Kelejian es significativo, lo que indica que rechazamos la hipótesis nula de no existencia de autocorrelación espacial. Al igual que en la estimación inicial por MCO se confirma que existe dependencia espacial en los residuos por lo que procede plantear modelos espaciales que lo recojan. Al no tener normalidad en los residuos no conviene estimar por máxima verosimilitud, sino por el método de los momentos generalizados (GMM). El mejor modelo entre los considerados es un modelo de error espacial estimado por mínimos cuadrados espacialmente ponderados, SWLS (Anselin y Rey, 2014), bajo el supuesto de heteroscedasticidad que utiliza el procedimiento KP-HET (ya que el test robusto de White había sido significativo). La matriz de pesos espaciales es de contigüidad tipo rook.

Cuadro 4. Resultados de la estimación MODELO 1

VARIABLE DEPENDIENTE: VEMP13.07				
VARIABLE	COEFFICIENT	STANDAR ERROR	Z-STATISTIC	PROBABILITY
constante	71.6732323	66.2560785	1.0817609	0.2793588
β_1 IPDR13-07	-0.0000008	0.0000055	-0.1468007	0.8832894
β_2 SUPTECHIND12	0.0535180	0.0055233	9.6895678	0.0000000
β_3 VAB10	-0.0038186	0.0000218	-175.2224261	0.0000000
λ	0.4546916	0.1351217	3.3650515	0.0007653
Pseudo R-squared: 0.9882				
Método de estimación: SPATIALLY WEIGHTED LEAST SQUARES (HET)				
MATRIZ DE PESOS ESPACIALES: Contigüidad tipo rook estandarizada por filas				

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de GeoDa Space.

No es significativo el coeficiente de la variable IPDR13.07, por lo que no se considera relevante su aportación a la creación de empleo. La superficie de techo industrial si que es significativa y positiva. El valor añadido bruto es también significativo pero negativo, ya que en los concejos con el VAB más alto la pérdida de empleos ha sido más acusada.

Los resultados para la muestra que excluye los concejos con valores extremos muestran cambios con respecto a la muestra completa. La diferencia fundamental es que no existe dependencia espacial. Tras un proceso similar al anteriormente descrito, en el que se

eliminan las variables con coeficientes no significativos, hasta llegar a modelos que presentan mejores propiedades, el mejor modelo considerado (modelo 2) es el que presenta los siguientes resultados:

Cuadro 5. Resultados de la estimación MODELO 2

VARIABLE DEPENDIENTE: VEMP13.07				
VARIABLE	COEFICIENT	STANDAR ERROR	Z-STATISTIC	PROBABILITY
constante	-83.4500707	24.3282029	-3.4301782	0.0006032
β_1 IPDR13-07	-0.0000040	0.0000104	-0.3889909	0.6972829
β_2 SUPTECHIND12	-0.0529518	0.0055446	-9.5500906	0.0000000
β_3 VPOBPAD14.07	0.4298693	0.1555224	2.7640347	0.0057091
Pseudo R-squared: 0.5383				
Método de estimación: MÍNIMOS CUADRADOS BIETÁPICOS (estimación robusta a heteroscedasticidad de White para los errores estándar).				
Instrumental: VPOBPAD14.07				
Instrumentos: CONTRAT13, RNET10				
MATRIZ DE PESOS ESPACIALES: Contigüidad tipo queen estandarizada por filas				
Anselin-Kelejian Test: valor = 0.010 p-valor = 0.9217				

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de GeoDa Space.

El coeficiente de SUPTECHIND12 es negativo, porque al estar las variables en términos absolutos se ha registrado una mayor caída de empleo en los concejos que previamente tenían más infraestructuras industriales. Con VPOBPAD14.07 ocurre lo contrario, como era de esperar, a mayor variación en la población mayor variación en el empleo y en el mismo sentido positivo.

Modelos de heterogeneidad espacial "SPATIAL REGIMES"

Para tratar la posible heterogeneidad espacial vamos a plantear un escenario de inestabilidad estructural paramétrica discreta, con modelos de regresiones espaciales cambiantes.

Cuadro 6

MODELO	VARIABLE DEPENDIENTE/ MUESTRA		VARIABLE INDEPENDIENTE DE INVERSIÓN PÚBLICA	SIGNIFICATIVIDAD DE LA VARIABLE DE INVERSIÓN PÚBLICA/ SIGNO / ZONAS		MÉTODO ESTIMACIÓN /MODELO
MODELO 3	VEMP13.07	MUESTRA COMPLETA	IPDR13.07	NEGATIVO	4	2SLS (WHITE STANDARD ERRORS)
				NO SIGNIFICATIVO	1,2,3,5	
MODELO 4		MUESTRA SIN OUTLIERS	IPDR13.07	NO SIGNIFICATIVO	1,2,3,4,5	OLS (WHITE STANDARD ERRORS)

Fuente: elaboración propia.

Para el primer caso, con la muestra completa, se realiza una primera estimación por MCO. No son significativos los test LM-LAG ni LM-ERROR. El test de Jarque-Bera no permite rechazar la hipótesis nula de normalidad en los errores en tres de los cinco regímenes, por lo que se estima también por mínimos cuadrados bietápicos (2SLS) dando mejores resultados la estimación robusta a heteroscedasticidad de White para los errores estándar (modelo 3).

Cuadro 7. Resultados de la estimación MODELO 3

VARIABLE DEPENDIENTE: VEMP13.07				
Método de estimación: MÍNIMOS CUADRADOS BIETÁPICOS (estimación robusta a heteroscedasticidad de White para los errores estándar).				
Instrumental: VAB10				
Instrumento: RNET10				
MATRIZ DE PESOS ESPACIALES: Contigüidad tipo rook estandarizada por filas				
ZONA 1 - ORIENTE				
VARIABLE	COEFFICIENT	STANDAR ERROR	Z-STATISTIC	PROBABILITY
constante	-89.1067715	54.5819593	-1.6325316	0.1025676
β_1 IPDR13-07	0.0000039	0.0000198	0.1940717	0.8461197
β_2 SUPTECHIND12	-0.4251685	1.2181129	-0.3490387	0.7270603
β_3 VAB10	-0.0018335	0.0012367	-1.4826011	0.1381804
Pseudo R-squared: 0.3856				
Anselin-Kelejian Test: valor = 0.098 p-valor = 0.7541				
ZONA 2 - CENTRO MONTAÑA				
VARIABLE	COEFFICIENT	STANDAR ERROR	Z-STATISTIC	PROBABILITY
constante	132.3372574	81.9752119	1.6143570	0.1064500
β_1 IPDR13-07	-0.0000064	0.0000146	-0.4348490	0.6636720
β_2 SUPTECHIND12	0.0163017	0.1291048	0.1262672	0.8995204
β_3 VAB10	-0.0075663	0.0010090	-7.4988381	0.0000000
Pseudo R-squared: 0.7668				
Anselin-Kelejian Test: valor = 0.020 p-valor = 0.8881				
ZONA 3 - OCCIDENTE				
VARIABLE	COEFFICIENT	STANDAR ERROR	Z-STATISTIC	PROBABILITY
constante	-82.6735916	89.8688631	-0.9199359	0.3576063
β_1 IPDR13-07	-0.0000054	0.0000109	-0.4915610	0.6230297
β_2 SUPTECHIND12	0.0875449	0.0548772	1.5952865	0.1106482
β_3 VAB10	-0.0028832	0.0011936	-2.4155010	0.0157136
Pseudo R-squared: 0.6636				
Anselin-Kelejian Test: valor = 0.374 p-valor = 0.5408				
ZONA 4 - ALA OCCIDENTAL				
VARIABLE	COEFFICIENT	STANDAR ERROR	Z-STATISTIC	PROBABILITY
constante	6.9527446	16.6177805	0.4183919	0.6756606
β_1 IPDR13-07	-0.0000214	0.0000045	-4.7547306	0.0000020
β_2 SUPTECHIND12	0.0029291	0.0154976	0.1890041	0.8500896
β_3 VAB10	-0.0015567	0.0002386	-6.5245874	0.0000000
Pseudo R-squared: 0.7364				
Anselin-Kelejian Test: valor = 0.216 p-valor = 0.6420				
ZONA 5 - CENTRO				
VARIABLE	COEFFICIENT	STANDAR ERROR	Z-STATISTIC	PROBABILITY
constante	308.4702068	226.6245521	1.3611509	0.1734660
β_1 IPDR13-07	0.0001772	0.0001551	1.1422060	0.2533684
β_2 SUPTECHIND12	0.0459874	0.0102655	4.4798061	0.0000075
β_3 VAB10	-0.0039001	0.0000677	-57.6376681	0.0000000
Pseudo R-squared: 0.9925				
Anselin-Kelejian Test: valor = 1.287 p-valor = 0.2565				
Anselin-Kelejian GLOBAL Test: valor = 1.416 p-valor = 0.2341				
TEST DE CHOW				
VARIABLE	VALOR		P-VALOR	

constante	8.118	0.0873
β_1 IPDR13-07	5.287	0.2591
β_2 SUPTECHIND12	6.496	0.1650
β_3 VAB10	106.596	0.0000
TEST GLOBAL	518.336	0.0000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de GeoDa Space.

IPDR13.07 solo es significativa, y con un coeficiente negativo en la zona 4, que es el ala occidental, y no son significativas ninguna de las variables consideradas en la zona 1, el ala oriental. No parece que la inversión en desarrollo rural sea estadísticamente relevante con los modelos considerados. Sí que es conveniente la modelización de la inestabilidad paramétrica discreta planteada ya que los test de Chow son significativos globalmente y para VAB10. No lo son para IPDR13.07 ni para SUPTECHIND12, pero es que solo son significativas en un régimen cada una. SUPTECHIND12 lo es como era de esperar en la zona central, que se corresponde con la más industrializada.

Para la muestra sin outliers no es significativa la variable de inversión pública. No son significativos los test de dependencia espacial en los residuos de la estimación por MCO. El modelo que mejor explica es el que se estima por MCO con el método de White de estimación robusta a heteroscedasticidad para los errores estándar (modelo 4).

Cuadro 8. Resultados de la estimación MODELO 4

VARIABLE DEPENDIENTE: VEMP13.07				
Método de estimación: MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS (estimación robusta a heteroscedasticidad de White para los errores estándar).				
MATRIZ DE PESOS ESPACIALES: Contigüidad tipo rook estandarizada por filas				
ZONA 1 - ORIENTE				
VARIABLE	COEFFICIENT	STANDAR ERROR	Z-STATISTIC	PROBABILITY
constante	-71.7605795	32.0621633	-2.2381702	0.0388834
β_3 VAB10	-0.0019843	0.0007576	-2.6191371	0.0179545
Adjusted R-squared: 0.3445		R-squared: 0.3809		
F-statistic : 10.4595		Prob(F-statistic): 0.004876		
Log likelihood: -124.785	Akaike info criterion : 53.570		Schwarz criterion: 255.459	
MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 2.219				
Jarque-Bera: valor = 4.625		p-valor = 0.0990		
Breusch-Pagan test: valor = 3.783 p-valor = 0.0518		Koenker-Bassett test: valor = 2.020 p-valor = 0.1552		White robust test: valor = 7.089 p-valor = 0.0289
DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE	TEST	valor		p-valor
	Lagrange Multiplier (lag)	0.323		0.5699
	Robust LM (lag)	0.226		0.6349
	Lagrange Multiplier (error)	0.182		0.6698
	Robust LM (error)	0.084		0.7713
	Lagrange Multiplier (SARMA)	0.407		0.8157
ZONA 2 - CENTRO MONTAÑA				
VARIABLE	COEFFICIENT	STANDAR ERROR	Z-STATISTIC	PROBABILITY
constante	76.5891837	32.9076116	2.3274003	0.0325533

β_3 VAB10	-0.0065535	0.0013184	-4.9709089	0.0001165
Adjusted R-squared: 0.7496		R-squared: 0.7635		
F-statistic : 54.8928		Prob(F-statistic): 1.021e-06		
Log likelihood: -124.320	Akaike info criterion : 252.640		Schwarz criterion: 254.529	
MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 2.197				
Jarque-Bera: valor = 2.295		p-valor = 0.3174		
Breusch-Pagan test: valor = 12.769 p-valor = 0.0004		Koenker-Bassett test: valor = 6.966 p-valor = 0.0083		White robust test: valor = 7.071 p-valor = 0.0291
DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE	TEST	valor	p-valor	
	Lagrange Multiplier (lag)	2.117	0.1456	
	Robust LM (lag)	1.963	0.1612	
	Lagrange Multiplier (error)	0.460	0.4975	
	Robust LM (error)	0.306	0.5803	
	Lagrange Multiplier (SARMA)	2.423	0.2977	
ZONA 3 - OCCIDENTE				
VARIABLE	COEFFICIENT	STANDAR ERROR	Z-STATISTIC	PROBABILITY
constante	-97.9921879	81.8773399	-1.1968169	0.2656381
β_3 VAB10	-0.0029201	0.0004351	-6.7111905	0.0001510
Adjusted R-squared: 0.5863		R-squared: 0.6323		
F-statistic : 13.7571		Prob(F-statistic): 0.005964		
Log likelihood: -64.684	Akaike info criterion : 133.367		Schwarz criterion: 133.972	
MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER: 3.090				
Jarque-Bera: valor = 11.420		p-valor = 0.0033		
Breusch-Pagan test: valor = 0.772 p-valor = 0.3795		Koenker-Bassett test: valor = 0.296 p-valor = 0.5862		White robust test: valor = 1.278 p-valor = 0.5278
DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE	TEST	valor	p-valor	
	Lagrange Multiplier (lag)	0.062	0.8034	
	Robust LM (lag)	0.002	0.9640	
	Lagrange Multiplier (error)	0.175	0.6758	
	Robust LM (error)	0.115	0.7346	
	Lagrange Multiplier (SARMA)	0.177	0.9154	
ZONA 4 - ALA OCCIDENTAL				
VARIABLE	COEFFICIENT	STANDAR ERROR	Z-STATISTIC	PROBABILITY
constante	-54.8293463	18.0703986	-3.0342079	0.0083687
β_3 VAB10	-0.0015335	0.0001653	-9.2772496	0.0000001
Adjusted R-squared: 0.6228		R-squared: 0.6464		
F-statistic : 27.4193		Prob(F-statistic): 0.0001005		
Log likelihood: -96.778	Akaike info criterion : 197.557		Schwarz criterion: 199.223	
MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER: 1.818				
Jarque-Bera: valor = 3.387		p-valor = 0.1839		
Breusch-Pagan test: valor = 0.107 p-valor = 0.7432		Koenker-Bassett test: valor = 0.072 p-valor = 0.7884		White robust test: valor = 4.862 p-valor = 0.0880
DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE	TEST	valor	p-valor	
	Lagrange Multiplier (lag)	0.354	0.5520	
	Robust LM (lag)	0.291	0.5897	

	Lagrange Multiplier (error)	0.101	0.7504
	Robust LM (error)	0.038	00.8451
	Lagrange Multiplier (SARMA)	0.392	00.8220
ZONA 5 - CENTRO			
VARIABLE	COEFFICIENT	STANDAR ERROR	Z-STATISTIC
constante	-24.1793524	241.5801521	-0.1000883
β_3 VAB10	-0.0012014	0.0006548	-1.8348875
Adjusted R-squared: 0.2395		R-squared: 0.3663	
F-statistic : 2.8897		Prob(F-statistic): 0.1499	
Log likelihood: -51.009	Akaike info criterion : 106.019	Schwarz criterion: 105.911	
MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER : 3.307			
Jarque-Bera: valor = 0.176		p-valor = 0.9159	
Breusch-Pagan test: valor = 0.045 p-valor = 0.8325	Koenker-Bassett test: valor = 0.062 p-valor = 0.8031		White robust test: valor = 0.728 p-valor = 0.6949
DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE	TEST	valor	p-valor
	Lagrange Multiplier (lag)	0.139	0.7096
	Robust LM (lag)	0.781	0.3767
	Lagrange Multiplier (error)	0.011	0.9168
	Robust LM (error)	0.654	0.4188
	Lagrange Multiplier (SARMA)	0.792	0.6729
TEST DE CHOW			
VARIABLE	VALOR		P-VALOR
constante	14.610		0.0056
β_3 VAB10	23.020		0.0001
TEST GLOBAL	46.694		0.0000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de GeoDa Space.

Al aplicar regímenes espaciales la variable que mejor explica pasa a ser VAB10. El test de Chow es significativo global e individualmente. La variable de inversión pública no es significativa, lo que refuerza el resultado que indica no haber tenido una relevancia en el proceso de animación del empleo a nivel regional, tampoco en la muestra sin concejos con importantes núcleos urbanos.

5. Discusión

Sobre los resultados del análisis confirmatorio se pueden plantear distintos escenarios e hipótesis, ya que se ven afectados por distintos factores, propios de una cadena con múltiples agentes participantes, tanto en el diseño como en la ejecución de los planes de desarrollo rural y de la política agraria comunitaria en su conjunto. De todas formas, es este un estudio con datos de sección cruzada que, aunque plantea ciertas limitaciones, sirve de base para futuros trabajos que incorporen la variable tiempo, con datos de panel, y aporta una primera visión estática, pero de conjunto, del periodo de programación de referencia, que se ha diseñado y ejecutado en bloque bajo la misma acción de política económica. Es por esto que se hace válida y necesaria una primera visión global, sin perjuicio de otros análisis posteriores, con otras metodologías, que sirvan de contraste. Debemos ser prudentes, por tanto, en la interpretación de los resultados, pero si que es evidente la falta de relevancia, en términos estadísticos, entre la inversión del PDR y la variación del empleo, al menos según este estudio,

que no permite contemplar una relación directa entre el esfuerzo financiero realizado desde la administración pública y la dinámica laboral asturiana en lo referente a la variación en el empleo.

Además, no se observan diferencias importantes en la relevancia de los fondos del PDR cuando eliminamos los concejos más urbanos, algo que tanto desde el punto de vista metodológico (por la posible distorsión estadística) como desde el punto de vista geográfico, podría haber dado lugar a resultados contradictorios, que tuviesen incluso su origen en una eficacia solo a nivel sectorial o territorial. Según este estudio en ambos escenarios los resultados apuntan en la misma dirección.

El control de la política agraria, al intentar cohesionar y homogeneizar económicamente los territorios, se diseña con una base y unas medidas comunes que muchas veces no tiene en cuenta las peculiaridades y diversidad de cada uno de ellos. Los regímenes espaciales han sugerido que una región de nivel NUTS II y NUTS III como Asturias tiene distintas realidades económicas y distintas estructuras en sus dinámicas. Además, el PDR asturiano no contempla las distintas zonas con sus peculiaridades, o al menos no con criterios económicos, sino más bien administrativos, ya que la única división que hace es a efectos de grupos de acción local, que son 11, y más bien se ajustan a mancomunidades de concejos creadas con criterios políticos y administrativos. Parece apropiado, a tenor de los resultados, diseñar distintas acciones y medidas para cada zona, es decir utilizar un enfoque territorial, pero determinando estas zonas en función de criterios económicos y sociales, y extender esto a todo el PDR, eso sí, manteniendo las estructuras administrativas para ejecutar y poner en práctica dichas acciones, como instrumento de cercanía al ciudadano.

Los resultados obtenidos sugieren por tanto revisar la ejecución de la política de desarrollo rural asturiana en términos de creación de empleo, a la vez que también indican la necesidad de consideración en dicha revisión de las distintas realidades laborales existentes en los cinco territorios o zonas consideradas.

6. Conclusiones

El repaso de la literatura reciente y los aspectos anteriormente comentados han servido para justificar y ayudar a decantarnos por una metodología acorde a las necesidades del estudio y a los condicionamientos de las políticas puestas en marcha que, junto con la teoría económica, han determinado el sentido y estructura de los modelos. Dichas políticas no se sustentan de forma directa en modelos propios de la teoría macroeconómica, lo que nos habría dado un modelo previo, sino en la intervención de la administración pública con la aportación de fondos destinados a la iniciativa privada para mejorar ciertos datos socioeconómicos, en principio y como más importante, la creación de empleo. Por esto hemos decidido la utilización de las técnicas econométricas que puedan aprovechar los recursos de que disponíamos y que se ajustasen al sentido de esos planes de política económica.

El AEDE dio unos resultados que apuntaban a la heterogeneidad espacial, posteriormente corregida con regímenes espaciales, y a la dependencia espacial en algunos casos, tal como apuntaba el análisis univariante (no en todos). En cada caso se han aplicado los métodos correspondientes de estimación. Las técnicas espaciales han sido imprescindibles para modelizar con estos datos de corte transversal.

La conclusión principal del análisis exploratorio espacial univariante con respecto a la autocorrelación espacial es que existe para todas las variables del sector primario, incluyendo

especialmente las de inversión pública de la PAC y que, en el resto de variables, aunque presentan dudas en muchos casos, no parece afectar demasiado con la muestra completa, pero si se ve afectada en un número importante de casos al eliminar los valores atípicos. Debe ser considerada por tanto la autocorrelación espacial ya que el AEDE indica, en mayor o menor grado, su presencia, y debe ser considerada también la posible distorsión de los valores atípicos, lo que nos hizo presentar dos escenarios, uno con la muestra completa y otro con la muestra sin los concejos más urbanizados e industrializados para poder así comparar los resultados.

Con respecto a la heterogeneidad espacial, también concluimos, al analizar los resultados de los test de dependencia espacial local, la presencia de clusters en casi todas las variables. La zona central ha resultado tener, en todos los casos, varios concejos con valores significativos tanto en los test basados en la I de Moran, como en los basados en la G_i y G_i^* de Getis y Ord. Otras zonas también han acompañado a esta en casi todas las variables, lo que sugiere la posible presencia de distintas dinámicas económicas que ha sido tenida en cuenta en el posterior análisis confirmatorio, en el que se ha tratado la dependencia y la heterogeneidad espaciales por los métodos más convenientes en función de cada caso. Cuando se ha detectado la presencia de autocorrelación espacial el método fundamental ha sido el de momentos generalizados, ya que así se ha evitado el problema habitual de endogeneidad de las variables explicativas. Para la heterogeneidad espacial se han considerado cinco zonas o regímenes espaciales ya que se ha detectado un problema de inestabilidad paramétrica discreta. Se ha contrastado la conveniencia de este método para las zonas propuestas.

Las principales conclusiones con los modelos desarrollados serían:

1. Con respecto a la variación del empleo (VEMP13.07) la **NO EXISTENCIA** de evidencia que apoye una relación significativa y positiva de los fondos públicos agrarios de desarrollo rural a la mejora en el nivel de empleo en términos absolutos.
2. La combinación de los resultados **NO MUESTRA LA CONSECUCCIÓN DE MEJORAS** propias de un plan de desarrollo territorial que actúe positivamente sobre el empleo, uno de los principales indicadores socioeconómicos de las zonas rurales,
3. Existe una evidente **DIFERENCIA TERRITORIAL** en el comportamiento económico de las variables y las relaciones entre ellas, en función de las cinco zonas seleccionadas.

7. Bibliografía

ANSELIN, L. (2005). *"EXPLORING SPATIAL DATA WITH GEODA: A WORKBOOK"*. Spatial Analysis Laboratory. Department of Geography University of Illinois. Center for Spatially Integrated Social Science. Manual. Copyright 2004–2005 Luc Anselin.

ANSELIN, L. (2011). *"GMM ESTIMATION OF SPATIAL ERROR AUTOCORRELATION WITH AND WITHOUT HETEROSKEDASTICITY."* Technical Report. GeoDa Center for Geospatial Analysis and Computation. Arizona State University.

ANSELIN, L. y McCANN, M. (2009). *"OPENGEODA, OPEN SOURCE SOFTWARE FOR THE EXPLORATION AND VISUALIZATION OF GEOSPATIAL DATA."* En "Proceedings of the 17th ACM SIGSPATIAL International Conference on Advances in Geographic Information System; pp. 550–551. Seattle, WA ACM.

ANSELIN, L. y REY, S. (2014). *"MODERN SPATIAL ECONOMETRICS IN PRACTICE"*. GeoDa Press LLC. Chicago.

BECKER, S.O., EGGER, P. y VON EHRICH, M. (2010). "GOING NUTS: THE EFFECT OF EU STRUCTURAL FUNDS ON REGIONAL PERFORMANCE". *Journal of Public Economics* 94(9–10), pp. 578–90.

BOARNET, M. G. (1998). *"SPILLOVERS AND LOCATIONAL EFFECTS OF PUBLIC INFRASTRUCTURE"*. *Journal of Regional Science*, 38; pp. 381–400.

BOSCA, J.E., ESCRIBÁ, J. y MURGUÍ, M.J. (2011). *"LA EFECTIVIDAD DE LA INVERSIÓN EN INFRAESTRUCTURAS PÚBLICAS: UNA PANORÁMICA PARA LA ECONOMÍA ESPAÑOLA Y SUS REGIONES"*. *Investigaciones Regionales*, 20; pp. 195–217.

CERVELLÓ ROYO, R. y SEGURA GARCÍA DEL RÍO, B. (2010). *"UN MODELO PARA EVALUAR Y OPTIMIZAR EL IMPACTO ESPACIAL EN LAS INVERSIONES EN REGENERACIÓN URBANA"*. *Investigaciones Regionales*, 17; pp. 125–137.

CHASCO YRIGOYEN, C. (2013). *"GEODASPACE: A RESOURCE FOR TEACHING SPATIAL REGRESSION MODELS"* Departamento de Economía Aplicada. Universidad Autónoma de Madrid.

CHOW, G. (1960). *"TESTS OF EQUALITY BETWEEN SETS OF COEFFICIENTS IN TWO LINEAR REGRESSIONS."* *Econometrica*, 28; pp. 591–605.

DALL'ERBA, S. y LE GALLO, J. (2008) *"REGIONAL CONVERGENCE AND THE IMPACT OF EUROPEAN STRUCTURAL FUNDS 1989–1999: A SPATIAL ECONOMETRIC ANALYSIS"*. *Papers in Regional Science*, 82(2), pp. 219–244.

DE DOMINICIS, L. (2014). *"INEQUALITY AND GROWTH IN EUROPEAN REGIONS: TOWARDS A PLACE-BASED APPROACH"*, *Spatial Economic Analysis*, Vol. 9, Nº 2.

DÍAZ ROLDÁN, C. y MARTÍNEZ LÓPEZ, D. (2005). *"INVERSIÓN PÚBLICA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO. UNA REVISIÓN CRÍTICA CON PROPUESTA DE FUTURO"*. Documento de Trabajo. Serie Economía E2005/10. Fundación Centro de Estudios Andaluces. Consejería de la Presidencia. Junta de Andalucía.

DRUKKER, D.M., EGGER, P. y PRUCHA, I.R. (2013). *"ON TWO-STEP ESTIMATION OF A SPATIAL AUTOREGRESSIVE MODEL WITH AUTOREGRESSIVE DISTURBANCES AND ENDOGENOUS REGRESSORS."* *Econometric Reviews*, 32; pp. 686–733.

GARCÍA GRANDE, M.J. (2005). "EL ÚLTIMO DECENIO: APLICACIÓN Y CONSECUENCIAS DE LAS REFORMAS DE LA PAC." En GARCÍA DELGADO, J.L. y M.J. GARCÍA GRANDE (2005). "POLÍTICA AGRARIA COMÚN: BALANCE Y PERSPECTIVAS". Nº 34. Colección de Estudios Económicos de la Fundación La Caixa.

GETIS, A. y ORD, J. (1992). *"THE ANALYSIS OF SPATIAL ASSOCIATION BY USE OF DISTANCE STATISTICS."* *Geographical Analysis*, 24; pp. 189–206.

GÓMEZ DE ANTONIO, M. (2001). *"EVALUACIÓN DEL IMPACTO DEL STOCK DE CAPITAL PÚBLICO EN EL CRECIMIENTO DE LA RENTA PER CÁPITA DE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS (1981–1991)"*

MEDIANTE EL EMPLEO DE TÉCNICAS ECONOMETRÍCAS DE CARÁCTER ESPACIAL". Colección Investigaciones, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

KELEJIAN, H. H. y ROBINSON, D. P. (1997). *"INFRASTRUCTURE PRODUCTIVITY ESTIMATION AND ITS UNDERLYING ECONOMETRIC SPECIFICATIONS: A SENSITIVITY ANALYSIS"*. Papers in Regional Science, 76; pp. 115–131.

KELEJIAN, H. H. y PRUCHA, I. R. (2010). *"SPECIFICATION AND ESTIMATION OF SPATIAL AUTOREGRESSIVE MODELS WITH AUTOREGRESSIVE AND HETEROSKEDASTIC DISTURBANCES."* *J. Econometrics* 157, pp. 53–67.

KOPP, A. (1995). *"PUBLIC INVESTMENT—KEY TO EAST GERMAN GROWTH?"*. 51 Congreso del International Institute of Public Finance. Lisboa. Agosto de 1995.

LE GALLO, J., DALL'ERBA, S. y GUILLAIN, R. (2011). *"THE LOCAL VERSUS GLOBAL DILEMMA OF THE EFFECTS OF STRUCTURAL FUNDS"*. Growth and Change, Vol. 42, Nº 4.

LESAGE, J.P y FISCHER, M. (2008). *"SPATIAL GROWTH REGRESSIONS: MODEL SPECIFICATION, ESTIMATION AND INTERPRETATION"*, Spatial Economic Analysis, Vol. 3, Nº 3, November 2008.

LÓPEZ-RODRÍGUEZ, J. y FAÍÑA, A. (2014). *"RHOMOLO AND OTHER METHODOLOGIES TO ASSESS. THE EUROPEAN COHESION POLICY"*. Investigaciones Regionales, 29; pp. 5–13.

MOHL, P. y HAGEN, T. (2010) *"DO STRUCTURAL FUNDS PROMOTE REGIONAL GROWTH? NEW EVIDENCE FROM VARIOUS PANEL DATA APPROACHES"*. Regional Science and Urban Economics 40.

MOHL, P. y HAGEN, T. (2011). *"DO EU STRUCTURAL FUNDS PROMOTE REGIONAL EMPLOYMENT? EVIDENCE FROM DYNAMIC PANEL DATA MODELS"*. Working Paper Series nº 1403 / december 2011. European Central Bank. Eurosystem.

MORAN, P. (1948). *"THE INTERPRETATION OF STATISTICAL MAPS"*. Journal of the Royal Statistical Society B, vol. 10; pp. 243–251.

MORENO, R., ARTÍS, M., LÓPEZ-BARO, E. y SURIÑACH, J. (1997). *"EVIDENCE ON THE COMPLEX LINK BETWEEN INFRASTRUCTURE AND REGIONAL GROWTH"*. International Journal of Development Planning Literature. 12 (1–2); pp. 81–108.

NOVALES, A. (1993). *"ECONOMETRÍA"*. Ed. McGraw-Hill. Madrid.

PAELINCK, J., MUR, J. y TRÍVEZ, F. J. (2015). *"MODELOS PARA DATOS ESPACIALES CON ESTRUCTURA TRANSVERSAL O DE PANEL. UNA REVISIÓN"* Estudios de Economía Aplicada, vol. 33, núm. 1, pp. 7–30

PELLEGRINI, G., TERRIBILE, F., TAROLA, O., MUCCIGROSSO, T. y BUSILLO, F. (2013). *"MEASURING THE IMPACT OF THE EUROPEAN REGIONAL POLICY ON ECONOMIC GROWTH: A REGRESSION DISCONTINUITY APPROACH"*, Papers in Regional Science, Vol. 92, nº 1.

PIEŃKOWSKI, J. y BERKOWITZ, P. (2015). *"REGIONAL WORKING PAPER 2015 ECONOMETRIC ASSESSMENTS OF COHESION POLICY GROWTH EFFECTS: HOW TO MAKE THEM MORE*

RELEVANT FOR POLICY MAKERS? Regional Working Paper 2015. WP 02/2015. European Comission.

PINKSE, J. y SLADE, M.E. (2009). *“THE FUTURE OF SPATIAL ECONOMETRICS”*. Prepared for the 50th anniversary symposium of the Journal of Regional Science held at the New York Federal Reserve. Center for Auctions, Procurements, and Competition Policy, Department of Economics, The Pennsylvania State University, 608 Kern Graduate Building, University Park 16802.

REPHANN, T. J. e ISSERMAN, A. (1994). *“NEW HIGHWAYS AS ECONOMIC DEVELOPMENT TOOLS: AN EVALUATION USING QUASI-EXPERIMENTAL MATCHING METHODS”*. Regional Science and Urban Economics. 24; pp. 723–751.

VEGA, S. H., y ELHORST, J. P. (2017). *“REGIONAL LABOUR FORCE PARTICIPATION ACROSS THE EUROPEAN UNION: A TIMESPACE RECURSIVE MODELLING APPROACH WITH ENDOGENOUS REGRESSORS”*. Spatial Economic Analysis, 12(2-3), 138–160. DOI: 10.1080/17421772.2016.1224374