Universidad Pablo de Olavide (España)
Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa
número 39, 2025
ISSN: 1886-516X
DOI: 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278
Sección: Artículos
Recibido: 27-11-2023
Aceptado: 22-07-2024
Publicado: 00-00-0000
Páginas: 1-18

Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa

Validez y fiabilidad de un instrumento para medir costos de transacción entre productores de café

Validity and reliability of an instrument to measure transaction costs between coffee producers

Celso Rodrigo Rivera Rojo
Universidad Autónoma del Estado de México (México)
https://orcid.org/0000-0001-6302-5051
criverar@uaemex.mx

Francisco Herrera Tapia
Universidad Autónoma del Estado de México (México)
https://orcid.org/0000-0001-5634-5057
fherrerat@uaemex.mx

Miriam Albiter Beiza
Universidad Autónoma del Estado de México (México)
https://orcid.org/0009-0008-7519-6198
miriam_albe@outlook.com

RESUMEN

El objetivo de la presente investigación es determinar la validez y fiabilidad de un instrumento de medida para los costos de transacción entre productores de café del Estado de México. Para tal propósito se aplicaron 203 cuestionarios entre cafeticultores de la entidad. Posteriormente, se analizó su validez de constructo por medio de un análisis factorial exploratorio. Para el análisis de validez convergente y divergente se recurrió a un enfoque de ecuaciones estructurales y se estimaron las pruebas de varianza media extraída (validez convergente) y el criterio Fornell-Larcker (validez divergente). Por su parte, para la fiabilidad del instrumento se utilizaron el alfa de Cronbach y el índice de fiabilidad compuesto. Al comparar tres especificaciones, se encontró que dos presentaron mejor ajuste. El primero de ellos, se apega a la teoría de costos de transacción y los divide en tres factores: costos de información, negociación y supervisión. El segundo, los divide en dos: costos de información y de negociación-supervisión. La principal contribución de este trabajo se encuentra en constituir un avance en la literatura internacional para la medición de costos de transacción en mercados agrícolas bajo condiciones de validez y fiabilidad.

PALABRAS CLAVE

Validez de constructo; validez convergente; validez divergente; fiabilidad; modelos de ecuaciones estructurales; costos de transacción; mercado de café.

Cómo citar: Rivera Rojo, C. R., Herrera Tapia, F., & Albiter Beiza, M. (2025). Validez y fiabilidad de un instrumento para medir costos de transacción entre productores de café. Revista De Métodos Cuantitativos Para La Economía Y La Empresa, (39), 1-18. 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278

N. 39, 2025 – ISSN: 1886-516X – DOI: 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278 – [Págs. 1-18]

ABSTRACT

The objective of this research is to determine the validity and reliability of a measurement instrument for transaction costs among coffee producers in the State of Mexico. For this purpose, 203 questionnaires were applied among coffee growers of the entity. Subsequently, its construct validity was analyzed through an exploratory factor analysis. For the analysis of convergent and divergent validity, a structural equations approach was used and the average variance extracted tests (convergent validity) and the Fornell-Larcker criterion (divergent validity) were estimated. For its part, Cronbach's alpha and the composite reliability index were used for the reliability of the instrument. When comparing three specifications, it was found that two presented a better fit. The first of them adjusts to the theory of transaction costs and divides them into three factors: information costs, negotiation and supervision. The second divides them into two: information costs and negotiation-supervision costs. The main contribution of this work is to constitute an advance in the international literature for the measurement of transaction costs in agricultural markets under conditions of validity and reliability.

KEYWORDS

Construct validity; convergent validity; divergent validity; reliability; structural equation modelling; transaction costs; coffee trade.

Clasificación JEL: D02, D23, Q12, Q13.

MSC2010: 62H25, 62J12.

1. INTRODUCCIÓN

De acuerdo con el documento Standards for educational and psychological testing publicado en conjunto por las organizaciones American Educational Research Association (AERA), American Psychological Association (APA), National Council on Measurement in Education (NCME) y el Joint Committee on Standards for Educational and Psychological Testing (JCSEPT) (2014), la validez en un instrumento de medida implica tanto teoría como evidencia empírica que dan sustento a las interpretaciones que pueden surgir a partir de los puntajes observados en una prueba que es utilizada para un fin en particular. Es decir, la validez se preocupa por determinar si se está midiendo lo que ha propuesto medir y determinar qué tan bueno es su desempeño en tal tarea (Sürücü y Maslakçi, 2020).

Si no se ha probado la validez de un instrumento de medición, entonces los datos que el investigador logre recolectar son sesgados y, en consecuencia, tanto los resultados como las con conclusiones de investigación también presentarán un sesgo (Solimun y Fernandes, 2017). Por lo tanto, la validez indica el nivel de precisión entre las observaciones esperadas y las obtenidas realmente (Louangrath y Sutanapong, 2018).

El primer tipo de validez de un instrumento es el de contenido. En ella, a partir de un sustento teórico sólido, se determina si los constructos que se intentan medir cuentan con definiciones operacionales apropiadas; el grado en que una prueba representa y mide adecuadamente el dominio del constructo objetivo; el grado en que cada elemento de una prueba es relevante para el tópico a tratar, y qué tan apropiados fueron los procesos utilizados durante la construcción del instrumento para garantizar la representatividad y relevancia de sus elementos (Almanasreh, Moles y Chen, 2019).

En segundo lugar, se debe evaluar la validez de constructo, la cual se refiere al grado en que un instrumento realmente mide el constructo teórico que se ha dispuesto a medir (Solimun y Fernandes, 2017), es decir, evalúa la capacidad para distinguir un determinado comportamiento

N. 39, 2025 – ISSN: 1886-516X – DOI: 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278 – [Págs. 1-18]

presente o ausente entre un conjunto de participantes (Sürücü y Maslakçi, 2020). De este modo, constituye la base de su utilidad clínica; esto es, que las decisiones tomadas en el mundo real se encuentren basadas en mediciones psicológicas (Clark y Watson, 2019).

Este tipo de validez se aborda principalmente desde el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) (Morales-Vallejo, 2011) que consiste en una técnica de análisis multivariado que examina la posibilidad de que unas pocas variables latentes representen muchas variables individuales (Schreiber, 2021) y se analiza si su comportamiento variacional (varianza compartida y única) es común entre los indicadores de cada factor propuesto o si conforman un nuevo factor subyacente no previsto por el investigador. En este último caso, se debe analizar si el resultado es congruente con la teoría y definirlo operacionalmente. En suma, ayuda a responder la cuestión de si el instrumento está o no midiendo lo que pretende medir a priori.

Por su parte, la validez convergente consiste en probar que los indicadores considerados miden, en efecto, el factor al que se encuentran asociados (Moral, 2019). En este sentido, lo que hace es examinar la relación entre las variables observables y la variable latente estimando la Varianza Media Extraída (Sürücü y Maslakçi, 2020). En cambio, la validez discriminante ayuda a determinar si los factores son distintos unos de otros (Clark y Watson, 2019).

Otro elemento importante, adicional a la validez, es la fiabilidad del instrumento de medida y que consiste en obtener resultados consistentes en muestras repetidas; sin embargo, es poco común que este ejercicio se lleve a cabo. Por tal motivo, se evalúa la consistencia interna del instrumento o grado de correlación compartida entre indicadores que conforman una escala. Cabe resaltar que la presencia de fiabilidad no indica que haya validez, es decir, que mida el tópico que se ha propuesto (Aldás y Uriel, 2019), lo cual se lleva a cabo mediante un AFE como se indicó previamente.

Hasta este punto se han abordado el significado y la importancia de la validez y confiabilidad de un instrumento de medida. Ahora es turno de vincular este tópico con un fenómeno que se ha propuesto analizar por medio de escalas: los costos de transacción. Éstos son entendidos como el uso de recursos en que deben incurrir los agentes para poder utilizar el mecanismo de precios del mercado y que implica recabar información, llevar a cabo negociaciones y monitorear el cumplimiento de contratos (Coase, 1960). En este sentido, los individuos utilizan tiempo, dinero y esfuerzo para poder llevar a cabo realizar sus transacciones.

La teoría de costos de transacción se aleja de algunos supuestos de la microeconomía neoclásica y toma como referencia algunos otros sobre el comportamiento humano como son racionalidad limitada, información imperfecta, propensión al oportunismo (Tadelis y Williamson, 2012). Además, es de suma importancia resaltar que los costos de transacción no son variables directamente observables por lo que las apreciaciones de los agentes son cruciales en el proceso de elección (Buckley y Chapman, 1998) y en el desempeño económico (North, 2015), lo cual justifica generar propuestas para su medición aprehendiendo tal fenómeno a través de la percepción de los agentes.

Los costos de transacción se clasifican en ex ante (aparecen antes de intercambio) y ex post (después del intercambio). Dentro del primer tipo se encuentran los costos de información y negociación, mientras que los segundos están dados por costos de monitoreo o supervisión (Williamson, 1987). Todos ellos constituyen fricciones de mercado y reducen, en consecuencia, la eficiencia en el proceso de intercambio y de entrada al mercado.

Los costos de información se entienden como el uso de recursos necesarios para poder recabar datos relevantes sobre el mercado que son útiles para el intercambio como pueden ser los precios de competidores y otros relacionados con la demanda (Rivera, Ovando y Nava, 2023). Por otro lado, los costos de negociación implican consolidar un acuerdo entre las partes a través de una o más interacciones. Finalmente, los costos de monitoreo o supervisión se refieren al proceso de vigilar el cumplimiento de los acuerdos alcanzados entre las partes involucradas (Rivera, Ovando y Mejía, 2024).

Dentro de los mercados agrícolas se ha encontrado evidencia de que los costos de transacción afectan los niveles de ventas de los productores (Hung-Anh y Bokelmann, 2019) y que cuando son

CC BY SA

N. 39, 2025 – ISSN: 1886-516X – DOI: 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278 – [Págs. 1-18]

demasiado altos, los agentes tienden a salir del mercado y destinar su producción al autoconsumo (Tadesse y Bahiigwa, 2015). La presencia aislada entre productores hace de este tipo de costos una característica natural en la agricultura, principalmente entre pequeñas unidades de producción que no cuentan con economías de escala y con poca capacidad de negociación, escasa conectividad entre mercados, asimetrías de información, entre otras (Pingali, y Rahman, 2019)

Estudios como el de Jebesa (2019) señalan la importancia de los costos de transacción al incidir en la elección de los cafeticultores sobre entrar o salir del mercado. Por su parte, Hung-Anh y Bokelmann (2019), muestran que tales costos tienen un efecto considerable sobre las preferencias de los productores afectando su decisión sobre la proporción de la producción que destinan a la exportación, intermediarios, agentes locales y procesadores.

Asimismo, Karing'u, Isaboke y Ndirangu (2020) han encontrado en los costos de transacción una limitante para acceder a nuevos mercados como el de exportación. Mientras que Nicoleli, Carvalho, Castro y Santos (2015) establecen que son una limitante para participar en mercados de especialidad. En el mismo sentido, sumados a los costos de producción son un determinante esencial en el precio que reciben los productores y, en consecuencia, del ingreso de los hogares vinculados (Mulbah, Ritho y Mburu, 2020).

A pesar de la relevancia de los costos de transacción en el mercado de café y aunado a su cualidad de ser variables que no son directamente observables como se mencionó anteriormente, pocos son los estudios enfocados en crear un instrumento que permita su medición con excepción del publicado por Escobal (2001) en el que no se aborda el tema de su validez ni fiabilidad de escala, y el publicado por Rivera (2021) cuya principal limitación para determinar su validez es el uso de un tamaño muestral de 100 participantes.

En ese sentido, la presente investigación tiene por objetivo determinar la validez y fiabilidad de un instrumento de medida que permita aprehender el fenómeno de costos de transacción entre productores de café. Para tal propósito, se utilizó un cuestionario propuesto por Rivera (2021) al que se añadió un reactivo a partir de entrevistas hechas a cafeticultores. Para su aplicación se contó con el apoyo de 20 colaboradores de la Secretaría del Campo (SECAMPO) quienes lograron aplicar 203 cuestionarios a productores de café del Estado de México. La importancia en realizar el estudio en este contexto radica en que en dicha entidad federativa prevalece una producción en minifundios a cargo de pequeños productores, los cuales forman parte de los Programas Nacionales Estratégicos (PRONACES) dentro de la línea Soberanía Alimentaria del Consejo Nacional de Humanidades, Ciencia y Tecnología (Conahcyt), a través de la cual se busca combatir el debilitamiento de pequeños productores frente a agentes preponderantes y fortalecer los circuitos territoriales de producción-procesamiento-intercambio-distribución-consumo más justos (Conahcyt, 2024).

De los cuestionarios aplicados se descartaron aquellos que contaban con información incompleta, quedando un total de 199. Con los datos recabados se analizó la validez de constructo, convergente y discriminante del instrumento, así como su fiabilidad. Tras el uso de herramientas como el análisis factorial exploratorio, análisis de modelos de ecuaciones estructurales, así como la estimación del alfa de Cronbach, el índice de fiabilidad compuesta, la varianza media extraída, el criterio HTMT y el criterio Fornell y Larcker, se pusieron a prueba tres modelos, dos de los cuales se establecieron a partir de las estructuras subyacentes resultantes del AFE y un tercero considerando la estructura original del instrumento y que emana de la teoría de costos de transacción. Resalta que este último tuvo mejor desempeño en las pruebas de validez y confiabilidad.

La presente investigación se compone de tres apartados además de la presente introducción. En el primero se presenta el cuestionario aplicado, se detalla el procedimiento para recabar la información y se mencionan las técnicas estadísticas para su análisis. En segundo lugar, se muestran los resultados asociados con la validez y fiabilidad del instrumento de medida para costos de transacción. Finalmente, se ofrecen las conclusiones del estudio.

CC BY SA

N. 39, 2025 – ISSN: 1886-516X – DOI: 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278 – [Págs. 1-18]

2. MÉTODO

Durante el mes de agosto de 2023 se llevaron a cabo reuniones de capacitación a 20 colaboradores de SECAMPO respecto a la aplicación del instrumento propuesto para medir costos de transacción entre productores de café del Estado de México. Posteriormente, en el mes de septiembre del mismo año se aplicaron 203 cuestionarios a por medio de un muestreo por intención y bola de nieve en 13 municipios de la entidad en los que, de acuerdo con SECAMPO, es donde se lleva a cabo esta actividad económica. Del total de cuestionarios aplicados se descartaron cuatro debido a que presentaron información incompleta. En la Tabla 1 se aprecia la distribución de la muestra por municipios.

Tabla 1. Distribución de la muestra por municipios

Municipio	Frecuencia	%	% Acumulado
Amatepec	73	36.0%	36.0%
Tlatlaya	39	19.2%	55.2%
Tejupilco	19	9.4%	64.5%
Temascaltepec	16	7.9%	72.4%
San Simón de Guerrero	16	7.9%	80.3%
Texcaltitlán	8	3.9%	84.2%
Santo Tomas	7	3.4%	87.7%
Sultepec	6	3.0%	90.6%
Zacualpan	5	2.5%	93.1%
Zacazonapan	5	2.5%	95.6%
Ixtapan del Oro	5	2.5%	98.0%
San Martín Otzoloapan	3	1.5%	99.5%
Valle de Bravo	1	0.5%	100.0%

Fuente: elaboración propia

El cuestionario utilizado para medir costos de transacción entre productores de café se retomó de Rivera (2021), el cual se construyó a partir de escalas empleadas en investigaciones similares para medir alguno de estos costos, así como a través del juicio de expertos y revisión de literatura. Tales elementos le proporcionan validez de contenido; sin embargo, tiene como principal limitación haber sido aplicado a una muestra de solo 100 individuos en 6 municipios del Estado de México Amatepec, Tejupilco, Temascaltepec, Tlatlaya, San Simón de Guerrero y Sultepec. Dentro de los resultados emanados del AFE resalta que los ítems se agruparon en 2 factores que el autor denominó Costos de información y Costos de Negociación-Supervisión (Rivera, 2021).

Por tales motivos, la presente investigación se enfoca en la validez de constructo, divergente, convergente, su fiabilidad y en su aplicación en una muestra de mayor tamaño (n = 199). Cabe señalar que se añadió el reactivo "¿Qué tanto conoce sobre los requisitos que debe cumplir su café para venderlo en mercados de especialidad, exportación, origen, entre otros?" como sugerencia recibida por parte de miembros de la SECAMPO. De este modo, el instrumento se compone de tres variables principales: costos de información (seis ítems), costos de negociación (cinco ítems) y costos de monitoreo (cuatro ítems) que suman 15 preguntas en escala de 0 a 10 (Tabla 2).

CC BY SA

N. 39, 2025 – ISSN: 1886-516X – DOI: 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278 – [Págs. 1-18]

Tabla 2. Cuestionario para medir costos de transacción

Costos de transacción	
Responda las siguientes preguntas calificando del 0 al 10 según su percepción (0 = Absolutamente nada; 10 =Totalmente)	
Costos de información	
INF1	¿Qué tanto conoce sobre los requisitos que debe cumplir su café para venderlo en mercados de especialidad, exportación, origen, entre otros?
INF2	¿Qué tanto conoce sobre el precio al que venden el café los productores de su comunidad?
INF3	¿Qué tan fácil es encontrar compradores?
INF4	¿Qué tan fácil es encontrar compradores que paguen mejor precio por su café?
INF5	¿Qué tanto conoce sobre el precio al que se vende el café en otros municipios?
INF 6	¿Qué tanto conoce acerca de los gustos y preferencias del consumidor?
Costos de negociación	
NEG1	En general ¿qué tan sencillo considera que es vender su café?
NEG2	¿Qué tan justo le parece el precio que recibe por su café?
NEG3	¿Qué tan sencillo considera negociar el precio con sus compradores?
NEG4	¿Qué tan bueno considera que es negociando con sus compradores?
NEG5	¿Qué tan fácil es hacer llegar su café hasta el comprador/compradores?
Costos de monitoreo	
MON1	En general, ¿qué tan sencillo es que se cumpla el trato que hace con los compradores?
MON2	¿Qué tanto reconocen la calidad de su café los compradores?
MON3	¿Qué tanto respetan el precio del café los compradores?
MON4	¿Qué tan puntuales son los compradores con su pago?

Fuente: Rivera (2021).

Al analizar la validez de constructo de un instrumento de medida es preciso considerar el tamaño muestral y la cantidad de indicadores que lo integran para calcular una razón de observaciones/ítems, el cual debe resultar entre 2 a 10 preguntas por cada persona encuestada o más (Hair, Babin, Anderson y Black, 2018). En este sentido, para la presente investigación se cuenta con una razón de 199/15 = 13.26, cantidad suficiente para cubrir tal criterio. Cabe resaltar que previo al AFE se estimaron los resultados de la prueba de esfericidad de Bartlett y del criterio Kaiser-Meyer-Olkin. La primera permite descartar que la matriz de correlaciones sea una matriz identidad y su determinante igual a cero por medio de una prueba de hipótesis basada en la distribución chi-cuadrada. Mientras que la segunda es menos sensible al tamaño muestral e indica el grado de confianza que puede esperarse tras realizar el AFE (Garza, Morales y González, 2013). Posteriormente, se llevó a cabo un AFC por medio de ecuaciones estructurales para determinar su validez convergente y divergente del instrumento, así como su fiabilidad. Es preciso señalar que para el análisis multivariado de la presente investigación se utilizó el lenguaje de programación R Studio en su versión 2024.04.2+764.

CC BY SA

N. 39, 2025 – ISSN: 1886-516X – DOI: 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278 – [Págs. 1-18]

3. RESULTADOS

En primer lugar, la prueba de esfericidad de Bartlett permite rechazar la hipótesis nula de que la matriz de correlaciones es una matriz identidad ($\chi 2$ = 1518.53 y valor p = 0.00) y la prueba KMO observó una puntuación de 0.94. ambos resultados indican que existe suficiente multicolinealidad entre los ítems como para realizar un AFE. En este sentido, se realizó por el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados debido a que no es necesario cumplir con el supuesto de normalidad y a que permite detectar cargas factoriales más pequeñas (relaciones subyacentes) en muestras pequeñas (Ximénez y García, 2005).

Por su parte, para decidir el número de factores a extraer, se partió de la recomendación de Lloret, Ferreres, Hernández y Tomás (2014) de considerar 1) criterios objetivos como el de Kaiser o criterio de raíz latente que consiste en seleccionar aquellos con eigenvalores mayores a 1 y el gráfico de sedimentación que se basa en la matriz de correlaciones original; 2) los factores que se esperaban encontrar a priori basado en la teoría de partida y 3) la coherencia y consistencia en la interpretación de la solución encontrada. En cuando al primer criterio, las estimaciones de las raíces propias sugieren retener dos factores cuya varianza explicada acumulada es de 67.3% (Tabla 2) y lo mismo ocurre con el gráfico de sedimentación (Gráfica 1).

Tabla 2. Eingenvalores y varianza explicada del modelo

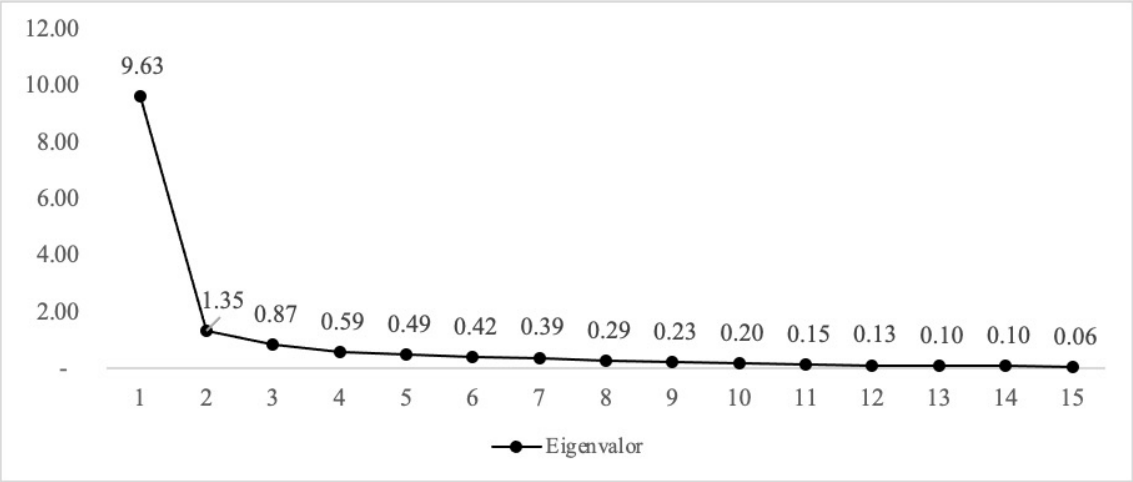
Factor	Eigenvalor ajusta	Varianza explicada	Varianza explicada acumulada
1	9.63	60.9%	60.9%
2	1.35	6.4%	67.3%
3	0.87	3.8%	71.2%
4	0.59	2.5%	73.6%
5	0.49	2.2%	75.8%
6	0.42	2.2%	78.0%
7	0.39	2.4%	80.4%
8	0.29	2.1%	82.5%
9	0.23	2.0%	84.5%
10	0.20	2.2%	86.7%
11	0.15	2.2%	88.9%
12	0.13	2.4%	91.3%
13	0.10	2.6%	93.9%
14	0.10	3.0%	96.9%
15	0.06	3.1%	100.0%

Fuente: elaboración propia.

CC BY SA

N. 39, 2025 – ISSN: 1886-516X – DOI: 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278 – [Págs. 1-18]

Gráfica 1. Gráfico de sedimentación



Fuente: elaboración propia

Siguiendo el segundo criterio, el número de factores a obtener en función de la literatura serían tres si se considera la teoría de costos de transacción. En este tenor, se realizó un AFE esperando conocer la estructura subyacente de los datos. Para tal propósito se recurrió al método de rotación de factores varimax con el propósito de obtener una estructura clara y más fácil de interpretar (Costello y Osborne, 2005). En la tabla 3 se aprecian las cargas factoriales de la matriz rotada bajo este método y se observa una clara agrupación de los ítems correspondientes a costos de negociación y supervisión, lo que indica una clara asociación entre ambos tipos de costos de transacción siendo esto congruente con los resultados de Rivera (2021). Asimismo, es de notar que los costos de información se agrupan en el segundo factor. Cabe resaltar que el ítem INF3 ("¿Qué tan fácil es encontrar compradores?") presenta una carga ligeramente más grande en el factor 1 respecto al factor 2. No obstante, como señala Morales-Vallejo (2011) en ningún caso se debe priorizar el resultado estadístico a la coherencia conceptual y, en este sentido, la pregunta alude ciertamente a la información con la que cuentan los productores para detectar compradores; sin embargo, se evalúa su ajuste en el AFC presentado posteriormente.

Tabla 3. Matriz factorial rotada

Ítem	Factor 1	Factor 2
NEG3	0.86	0.25
MON1	0.85	0.35
NEG5	0.85	0.23
MON3	0.85	0.34
MON4	0.82	0.34
NEG4	0.81	0.26
MON2	0.78	0.43
NEG2	0.77	0.38
NEG1	0.71	0.42

N. 39, 2025 – ISSN: 1886-516X – DOI: 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278 – [Págs. 1-18]

Ítem	Factor 1	Factor 2
INF3	0.62	0.6
INF5	0.27	0.69
INF6	0.36	0.66
INF4	0.51	0.66
INF2	0.44	0.59
INF1	0.05	0.42

Fuente: elaboración propia.

Finalmente, es posible afirmar que el segundo factor agrupa a todos los ítems asignados *a priori* a los costos de información (excepto el ítem INF3), por lo que ese fue el nombre asignado al factor 2. Por su parte, el factor 1 es una combinación de los costos de negociación y supervisión que puede explicarse debido a la estrecha relación existente entre ambas etapas en el proceso de transacción. Por lo tanto, se asignó el nombre de "costos de negociación-supervisión" al primer factor.

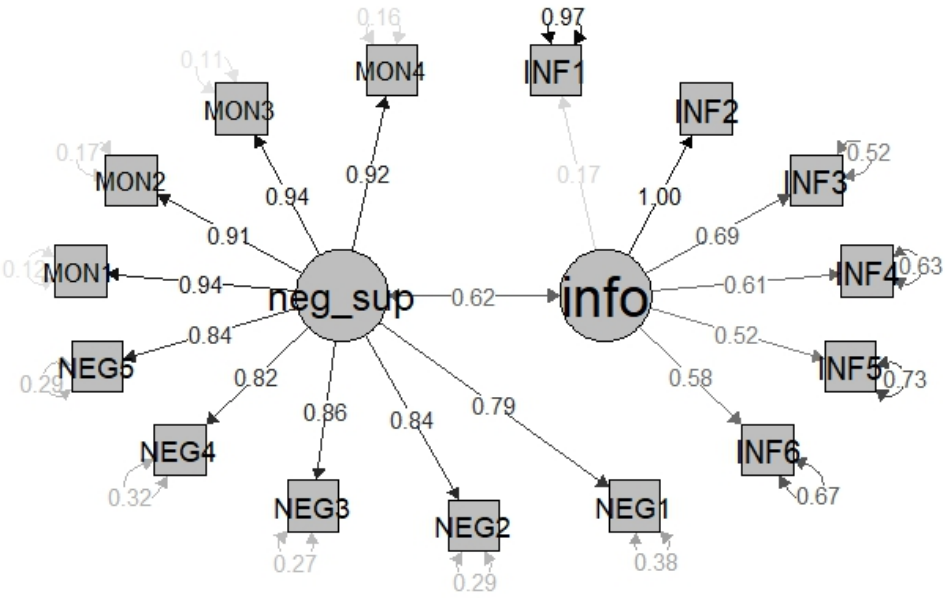
Una vez analizada la validez de constructo del instrumento de medida, es necesario analizar un conjunto de propiedades exigibles: validez convergente, divergente, fiabilidad, etcétera. Por lo tanto, se realizó un AFC, cuyo propósito es la estimación de los parámetros desconocidos Λ, Θ, Φ que permitan a la matriz de varianzas y covarianzas Σ estimada, acercarse al valor de la matriz de varianzas y covarianzas muestral S obtenida a partir de los valores muestrales (Aldás y Uriel, 2019). Lo anterior se realiza por medio de Modelos de Ecuaciones Estructurales (MEE) para determinar en qué grado la información muestral representa a un determinado modelo teórico (Schumacker y Lomax, 2004), por lo que se recomienda comparar diferentes modelos para evaluar sus niveles de bondad de ajuste (Fromont et al., 2017). La estimación se realizó por el método de máxima verosimilitud robusta que consiste en minimiza la función de ajuste $FML\ (S; \Sigma^*) = tr\ (S\Sigma^{*-1}) + [log\ |\Sigma^{*-1}| - log\ |S| - q]$, siendo q el número de variables observadas, por lo que, conforme la distancia entre S y Σ^* sea menor, la función de verosimilitud $FML\ (S; \Sigma^*)$ se aproximará a cero. Este método es adecuado con tamaños muestrales pequeños y no requiere el cumplimiento de los supuestos de normalidad e independencia (Ullman, 2001).

Gráfica 2. Comparación de modelos de costos de transacción por medio de ecuaciones estructurales

CC BY SA

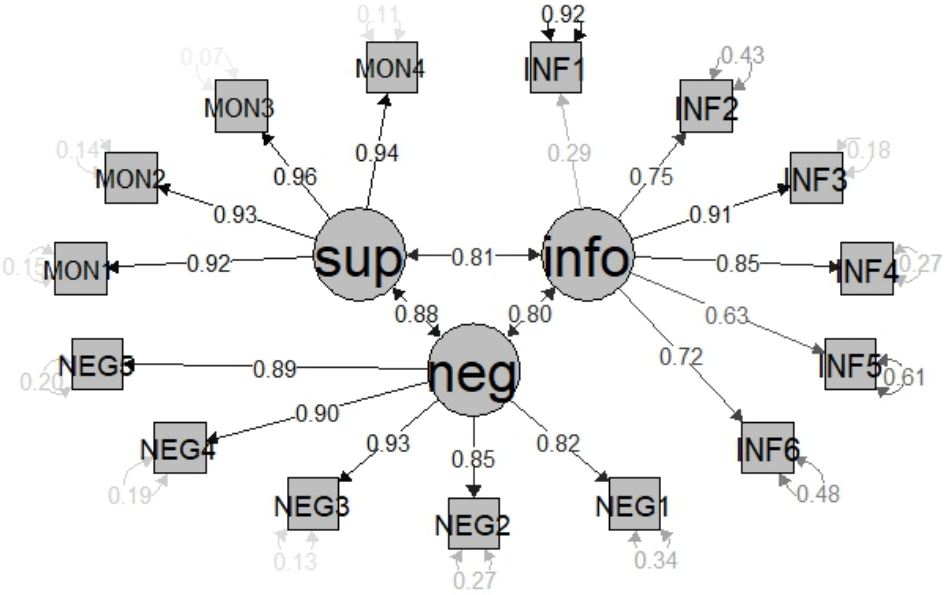
N. 39, 2025 – ISSN: 1886-516X – DOI: 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278 – [Págs. 1-18]

Modelo 1



Fuente: elaboración propia.

Modelo 2

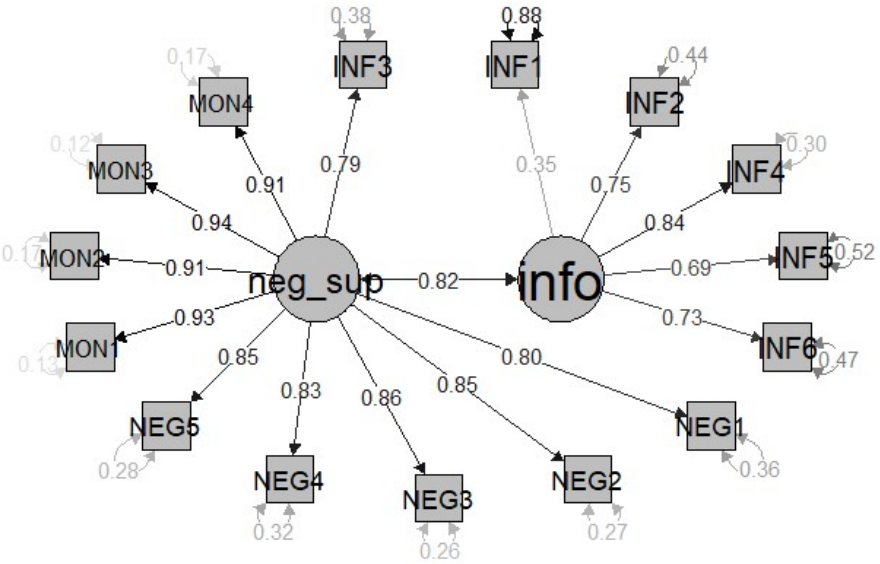


Fuente: elaboración propia.

CC BY SA

N. 39, 2025 – ISSN: 1886-516X – DOI: 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278 – [Págs. 1-18]

Modelo 3



Fuente: elaboración propia.

De este modo, se evalúan tres modelos empíricos (Gráfica 2), donde: info = Costos de información; neg = Costos de negociación; sup = Costos de supervisión y neg_sup = Costos de negociación-supervisión. La propuesta del primer modelo surge a partir de los resultados de validez de constructo explicados anteriormente en el que se aprecia que el indicador INF3 presenta una carga importante en el segundo factor "costos de información". El segundo modelo se desprende de la estructura original del instrumento y basada en la teoría de costos de transacción. Finalmente, la especificación del tercer modelo proviene, de igual manera, de los resultados de AFE en los que se señaló que la variable INF3 presentó una carga factorial considerable en el factor de "costos de negociación-supervisión", por lo que se consideró importante su evaluación.

En los tres casos el estadístico chi cuadrado se encuentra en la zona de rechazo de la hipótesis nula de igualdad entre las matrices muestrales y teóricas; sin embargo, esta prueba se considera de exigencia excesiva y el análisis debe considerar otros indicadores de ajuste (Aldás y Uriel, 2019). Siguiendo esta línea de argumentación, se evaluó el Índice Tucker-Lewis Robusto (ITLR) que evalúa el ajuste de la especificación con corrección por parsimonia respecto a un modelo "ingenuo" que supone que cada indicador forma un factor diferente con covarianzas iguales a cero entre ellas (Tucker y Lewis, 1973). Se considera un buen ajuste cuando el indicador es mayor o igual a 0.90, lo cual se observa en el modelo 2, y en el modelo 3 se aproxima a dicho valor (Tabla 4).

Adicionalmente, el Índice Comparativo de Ajuste Robusto (ICAR) mantiene el principio de corrección por parsimonia del ITLR, pero impide que los valores sean mayores a uno. Considerando que un puntaje entre 0.90 y 0.95 es aceptable, los resultados favorecen, en primera instancia al segundo modelo y, posteriormente, al tercero. Por su parte, la Raíz Cuadrática Media Estandarizada (RCME) que mide la plausibilidad de que S y Σ^* sean iguales indica, según Bentler (1990), que aquellos valores menores a 0.08 denotan un buen ajuste como es el caso de los modelos 2 y 3 (Tabla 4).

Otro indicador de ajuste es la Raíz del Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA) que, aunque parecido al RCME se diferencia en añadir una penalización por parsimonia, es decir, preferirá al modelo más parsimonioso al introducir a los grados de libertad como un factor de corrección. Así, valores menores a 0.8 se consideran aceptables (Brown y Cudek, 1993) como en el caso del segundo y tercer modelo estimados (Tabla 4).

N. 39, 2025 – ISSN: 1886-516X – DOI: 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278 – [Págs. 1-18]

Tabla 4. Indicadores de bondad de ajuste de los modelos

Indicador	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Estadístico chi cuadrado	397.537	183.37	258.64
ITLR	0.772	0.935	0.86
ICAR	0.805	0.946	0.88
RCME	0.163	0.05	0.06
RMSEA	0.131	0.075	0.09

Fuente: elaboración propia.

Una vez estimado el AFC y evaluado el ajuste de los modelos, es necesario analizar la calidad del instrumento de medida. En primer lugar, se examina la fiabilidad del instrumento por medio del alfa de Cronbach que mide la proporción de la varianza total explicada por la varianza compartida entre las variables que conforman una escala (Aldás y Uriel, 2019). La recomendación es no aceptar valores menores a 0.8, lo cual se viola únicamente en la escala correspondiente a "costos de información" del segundo modelo (Tabla 5).

Un segundo indicador considerado es el de fiabilidad compuesta. Éste contempla no solo la matriz de datos individuales como el alfa de Cronbach, sino que involucra al conjunto del instrumento de medida al realizar las estimaciones a partir de las cargas factoriales estandarizadas que ofrecen una medida entre cada indicador y el factor en el que se agrupan. Además, es fácil de interpretar al igual que el alfa de Cronbach (Fornell y Larcker, 1981). Por lo tanto, en la Tabla 5 se aprecia un buen desempeño de todas las escalas, aunque un valor ligeramente por debajo de 0.8 en el caso del factor "costos de información" del primer modelo.

Tabla 5. Indicadores de fiabilidad

Modelo 1	
Alfa de Cronbach para costos de información	0.8298
Alfa de Cronbach para costos de negociación-supervisión	0.9678
Fiabilidad compuesta costos de información	0.7824
Fiabilidad compuesta costos de negociación-supervisión	0.9671
Modelo 2	
Alfa de Cronbach para costos de información	0.71
Alfa de Cronbach para costos de negociación	0.94
Alfa de Cronbach para costos de supervisión	0.98
Fiabilidad compuesta costos de información	0.8
Fiabilidad compuesta costos de negociación	0.91
Fiabilidad compuesta costos de supervisión	0.94

CC BY SA

N. 39, 2025 – ISSN: 1886-516X – DOI: 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278 – [Págs. 1-18]

Modelo 3	
Alfa de Cronbach para costos de información	0.8
Alfa de Cronbach para costos de negociación-supervisión	0.96
Fiabilidad compuesta costos de información	0.81
Fiabilidad compuesta costos de negociación-supervisión	0.97

Fuente: elaboración propia.

Una vez evaluada la fiabilidad del instrumento, se precisó realizar el mismo procedimiento con su validez. Así, se determinó si existe validez convergente, es decir, si los ítems que conforman cada factor comparten una proporción considerable de la varianza total (Anis et al., 2020), lo anterior se puede aproximar mediante la Varianza Extraída Promedio (VEP) que representa la media de la varianza de los indicadores y de la que se espera obtener, por lo menos, 50 % de la varianza de los ítems y que se cumple en los factores referentes a "costos de negociación" y "costos de supervisión" del modelo 2, así como en los "costos de negociación-supervisión" de los modelos 1 y 3. En contraste, no se alcanza tal valor en el factor "costos de información" (Tabla 6).

Tabla 6. Validez convergente por medio de la varianza extraída promedio

Modelo 1	
VEP costos de información	41.26 %
VEP costos de negociación-supervisión	76.63 %
Modelo 2	
VEP costos de información	47.00 %
VEP costos de negociación	73.00 %
VEP costos de supervisión	85.00 %
Modelo 3	
VEP costos de información	48.00 %
VEP costos de negociación-supervisión	75.00 %

Fuente: elaboración propia.

Posteriormente, se evaluó la validez discriminante que consiste en conocer si la correlación entre variables latentes supera un umbral fijado, ya que ello indicaría que las escalas seleccionadas no sin capaces de discernir el contenido entre dos factores (Aldás y Uriel, 2019). En ese sentido, en la Tabla 7 se presentan los resultados del criterio Fornell-Larcker (1981) que se utiliza con tal propósito y lo realiza al comparar a la VEP con el cuadrado de la correlación entre factores, es decir, se refiere a la varianza de los indicadores de un primer factor que es explicada por los indicadores de un factor diferente. Para ello, se compara el valor de la VEP con la correlación cuadrática entre factores. Este criterio se cumple en los modelos 1 y 3 de la Tabla 7.

CC BY SA

N. 39, 2025 – ISSN: 1886-516X – DOI: 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278 – [Págs. 1-18]

Tabla 7. Validez discriminante por medio del criterio Fornell-Larcker

Modelo 1			
Fornell y Larcker costos de información	0.4126	>	0.386884
Fornell y Larcker costos de negociación	0.7663	>	0.386884
Modelo 2			
Fornell y Larcker costos de información	0.47	<	0.6241
Fornell y Larcker costos de negociación	0.73	>	0.654481
Fornell y Larcker costos de supervisión	0.85	>	0.776161
Modelo 3			
Fornell y Larcker costos de información	0.75	>	0.400689
Fornell y Larcker costos de negociación	0.48	>	0.400689

Fuente: elaboración propia.

De las estimaciones anteriores es posible afirmar que los estadísticos de ajuste del AFC que buscan determinar si S y Σ^* son iguales, favorecen al modelo 2 en los indicadores ITLR e ICAR, así como a los modelos 2 y 3 al estimar la RCME y la RMSEA, lo es indicativo de un buen desempeño hasta este punto de evaluación, mientras que el modelo 1 no alcanzó los valores mínimos requeridos por cada una de las pruebas.

En la segunda etapa, destinada a evaluar la calidad del instrumento de medida, las pruebas de fiabilidad de alfa de Cronbach y de fiabilidad compuesta indican que, en general, los tres modelos son fiables, aunque es preciso resaltar que el factor "costos de información" del primer modelo no alcanzó la puntuación mínima requerida de fiabilidad compuesta, mientras que el segundo modelo presentó el mismo problema en el alfa de Cronbach. Consecuentemente, en particular, el modelo 3 observó mayor fiabilidad.

Al comparar el desempeño de los modelos respecto a su validez convergente, se encontraron resultados aceptables en general en los tres modelos; sin embargo, la dimensión de costos de información en todos los casos se estimó por debajo de 0.5 para el VEP, aunque con una distancia poco considerable. Finalmente, al evaluar la validez convergente mediante el criterio Fornell-Larcker se detectó una mayor validez en los modelos 3 y 1.

Estos resultados, junto a los obtenidos en el proceso de validez de constructo por medio del AFE y lo señalado desde la teoría de costos de transacción indican que los modelos con mayor fiabilidad y validez son los que están dados por las especificaciones 2 y 3 que compitieron bajo el enfoque de sistemas de ecuaciones estructurales y, por lo tanto, constituyen un medio más verosímil para la aprehensión de un fenómeno que contiene variables que no son directamente observables como las que se analizan en la presente investigación.

4. CONCLUSIONES

Como se ha señalado, la importancia de los costos de transacción radica en que, cuando son demasiado elevados, constituyen tanto una barrera de entrada al mercado para competidores potenciales, y un incentivo para salir de la competencia. Este problema se ha detectado en el mercado de café y afecta no solo las elecciones de entrada y salida del mercado sino también del canal de comercialización que eligen los productores toda vez que se localizan en estructuras de mercado imperfectas.

CC BY SA

N. 39, 2025 – ISSN: 1886-516X – DOI: 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278 – [Págs. 1-18]

No obstante, debido a que los costos de transacción no son variables directamente observables, la aprehensión de este fenómeno se complica tanto en su estudio como en su medición. Por tal motivo, partiendo de este hecho, así como del supuesto de racionalidad limitada de los individuos y de la importancia que tiene la percepción de los individuos en los procesos de elección, la presente investigación realiza un análisis de la validez de constructo, validez convergente, validez divergente y fiabilidad de un instrumento de medida de costos de transacción entre productores de café del Estado de México, y elaborado por Rivera (2021) a partir de la literatura relacionada, jueceo de expertos, participación de productores de café y otros agentes involucrados que le dan validez de contenido; sin embargo, dado que el estudio consideró una muestra de 100 productores, lo que constituye una limitación de dicho estudio que se supera en la presente investigación.

Debido a lo anterior, la presente investigación constituye da continuidad al estudio previo y lo robustece al incrementar el tamaño muestral (199 participantes) con el propósito de obtener estimaciones más confiables en el proceso de validación del instrumento. La cantidad de cuestionarios suministrados es consistente con los criterios vigentes sobre la elección del tamaño muestral y la cantidad de indicadores que integran al instrumento de medida.

Los resultados subyacentes del análisis factorial exploratorio (validez de constructo) y del análisis factorial confirmatorio (por medio de sistemas de ecuaciones estructurales) a través del análisis de la varianza promedio extraída (validez convergente) y el criterio Fornell-Larcker (validez discriminante), así como de las medidas de fiabilidad alfa de Cronbach y del índice de fiabilidad compuesta, apuntan favorablemente a dos de las tres especificaciones propuestas: el modelo 2 que ajusta con la teoría de costos de transacción y que sugiere la existencia de tres dimensiones: costos de información, negociación y supervisión; y el modelo 3 que coincide con la evidencia empírica proporcionada por Rivera (2021) y con aplicación entre productores de café. En esta tercera especificación se observan dos dimensiones: costos de información y costos de negociación y supervisión como un solo factor.

Tales hallazgos constituyen un aporte a la literatura en dos sentidos. Por un lado, se encuentra que, por medio de la percepción de los individuos, se ha logrado obtener una primera medida dentro de la literatura internacional de costos de transacción congruente teórica y estadísticamente probada bajo criterios rigurosos del análisis multivariado apropiado para probar su validez de constructo, convergentes y divergente, así como su fiabilidad. Por otro, en la medición empírica de costos de transacción (en este caso dentro de un mercado específico) dos de éstos tienen a agruparse como uno solo (negociación-supervisión), evidenciando así la estrechez entre ambos durante el proceso de intercambio.

Además, se considera preciso hacer notar que la presente investigación constituye un avance en la medición de costos de transacción toda vez que éstos no son variables directamente observables y, por lo tanto, no existe ningún consenso acerca de su operatividad con miras a su medida. Así, desde el estudio propuesto por Buckley y Chapman (1998) se enfatiza en la importancia que las percepciones de los agentes tienen en los procesos de decisión debido a que poseen racionalidad limitada. En este sentido, analizan las percepciones por medio de percepciones, aunque sin establecer medida alguna, dejando su análisis cuantitativo como agenda pendiente.

Otros estudios como el de Trejo, Servín y Reyes (2023), plantean estimaciones logit para analizar desde la teoría de costos de transacción los factores que inciden en la afiliación de productores de café a organizaciones cooperativas. De igual forma, Nicoleli, Carvalho, Castro y Santos (2015) recurren al análisis del mismo tópico mediante una revisión de literatura, sin operacionalizar variables ni proponer instrumento de medida. Otros esfuerzos dentro de la literatura reciente en dicha materia (Li et al., 2023; Wu, Qian, Straub y Henk, 2020; Hess, Ling y Liang, 2013), pese a realizar aproximaciones a la medición de los costos de transacción, no han logrado consolidar una medida fiable, con validez de contenido, validez de constructo, validez convergente y divergente como la que se propone en el presente manuscrito.

CC BY SA

REFERENCIAS

Aldás, J. y Uriel, E. (2019). *Análisis multivariante aplicado con R*. Segunda ed. Alfacentauro.

Almanasreh, E., Moles, R., y Chen, T. F. (2019). Evaluation of methods used for estimating content validity. *Research in social and administrative pharmacy*, *15*(2), 214-221. https://doi.org/10.1016/j.sapharm.2018.03.066

American Educational Research Association, American Psychological Association, National Council on Measurement in Education, y Joint Committee on Standards for Educational and Psychological Testing (AERA, APA, & NCME). (2014). *Standards for educational and psychological testing*. Washington, DC: American Educational Research Association.

Anis, L., Perez, G., Benzies, K. M., Ewashen, C., Hart, M., y Letourneau, N. (2020). Convergent Validity of free Measures of Reflective Function: Parent Development Interview, Parental Reflective Function Questionnaire, and Reflective Function Questionnaire. *Frontiers in Psychology, 11*, 1–14. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.574719

Bentler, P., M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin, 107*(2), 238-246. https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238

Brown, M. y Cudek, R. (1993). Alternative ways of assesing modelling fit. En Bollen, K. y Long, J. editores, *Testing structural equation models*, pp. 136-162. Sage, Newbury Park, CA

Buckley, P. J., y Chapman, M. (1998). The perception and measurement of transaction costs. En Peter J. Buckley (ed.) *International Business. Economics and Anthropology, Theory and Method* (pp. 57-86). Londres: Palgrave Macmillan. doi: https://doi.org/10.1007/978-1-349-26416-2_3

Clark, L. A., y Watson, D. (2019). Constructing validity: New developments in creating objective measuring instruments. *Psychological assessment*, *31*(12), 1412. https://psycnet.apa.org/buy/2019-14248-001

Coase, R. H. (2013). The problem of social cost. *The journal of Law and Economics*, *56*(4), 837-877. http://www.jstor.org/stable/10.1086/674872?origin=JSTOR-pdf

Conahcyt. (2024). Soberanía alimentaria. https://conahcyt.mx/pronaces/pronaces-soberania-alimentaria/ Consultado el 2 de marzo de 2024.

Costello, A. B., y Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical assessment, research, and evaluation*, *10*(1), 1-9. https://doi.org/10.7275/jyj1-4868

Escobal, J. (2001). Costos de transacción en la agricultura peruana: una primera aproximación a su medición e impacto. MISC. 246 https://www.ssoar.info/ssoar/bitstream/handle/document/51504/ssoar-2001 escobal-Costos_de_transaccion_en_la.pdf?sequence=3

Fornell, C. y Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, *18*(1), 39-50. https://doi.org/10.1177/002224378101800104

Fromont, A., Haddad, S., Heinmüller, R., Dujardin, B. T., y Casini, A. (2017). Exploring the validity of scores from the Rosenberg Self-Esteem Scale (RSES) in Burundi: A multi-strategy approach. *Journal of Psychology in Africa*, *27*(4), 316–324. https://doi.org/10.1080/14330237.2017.1347751

Garza, G. J. Morales, S. B. N. y González, C. B. A. (2013). *Análisis Estadístico Multivariante*. Primera Ed. Edit. McGraw Hill. México D. F.

Hair, J. F., Babin, B. J., Anderson, R. E., y Black, W. C. (2018). *Multivariate Data Analysis*. Cengage.

Hess, S., Ling, L. y Liang, S. (2013). Farmers' Perceived Transaction Costs in Relation to Slaughterhouses of Different Ownership Structure. *Agribusiness. An International Journal*, *29*(1), 96-111. https://doi.org/10.1002/agr.21327

Hung Anh, N. y Bokelmann, W. (2019). Determinants of smallholders' market preferences: The case of sustainable certified coffee farmers in Vietnam. *Sustainability*, *11*(10), 2897. https://doi.org/10.3390/su11102897

Jebesa, S. (2019). Determinants of Smallholder Farmers Market Participation and Outlet Choice Decision of Agricultural Output in Ethiopia: A Review. *American Journal of Agriculture and Forestry*. Vol. *7*, No. 4, 2019, 139-145. https://doi.org/10.11648/j.ajaf.20190704.13

Karing'u, K. N. Isaboke, H. N. y Ndirangu, S. N. (2020). Transaction costs and participation in avocado export marketing in Murang'a County, Kenya. *Journal of Agribusiness in Developing and Emerging Economies*. *11*(3) https://doi.org/10.1108/JADEE-12-2019-0206

Li, C., Khaliq, N., Chinove, L., Khaliq, O., Ullah, M., Lakner, Z. y Popp, J. (2023). Perceived transaction cost and its antecedents associated with fintech users' intention: Evidence from Pakistan. *Heliyon, 9*(4), 1-14. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e15140

Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., y 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

Louangrath, P. I., y Sutanapong, C. (2018). Validity and reliability of survey scales. *International Journal of Research & Methodology in Social Science*, *4*(3), 99-114. https://doi.org/10.5281/zenodo.2545006

Moral, J. (2019). Revisión de los criterios para validez convergente estimada a través de la Varianza Media Extraída. *Psychologia. Avances de la disciplina*, *13*(2), 25-41. https://doi.org/10.21500/19002386.4119

Morales-Vallejo, P. (2011). *El análisis factorial en la construcción e interpretación de tests, escalas y cuestionarios*. Universidad Pontificia Comillas.

Mulbah, F. F., Ritho, C., y Mburu, J. (2020). Do transaction costs influence smallholder rubber farmer's choice of selling outlets? Evidence from Liberia. *Development in Practice*, 1-12. https://doi.org/10.1080/09614524.2020.1789068

Nicoleli, M., de Carvalho, J. N., de Castro, F. M., y dos Santos, A. C. (2015). Structural aspects of specialty coffee context on transaction costs view. *Custos e agronegócio, 11*(4) 2-29. http://www.custoseagronegocioonline.com.br/numero4v11/1%20cafe%20englis h.pdf

North, D. C. (2015). *Instituciones, cambio institucional y desempeño económico*. México: Fondo de Cultura Económica.

Pingali, P., Aiyar, A. y Rahman, A. (2019). Linking farms to markets: reducing transaction costs and enhancing bargaining power. *Transforming food systems for a rising India*, 193-214.

Rivera, R. C. R., Ovando, A. W. y Mejía, R. P. (2024). Instituciones y costos de negociación-supervisión entre productores de café en el Estado de México, 2020. *Revista de Métodos cuantitativos para la economía y la empresa*, In press, 1-25. https://doi.org/10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.8110

Rivera, R. C. R., Ovando, A. W. y Nava, R. R. M. (2023). Análisis de los costos de información de los productores de café en la región sur del Estado de México: una perspectiva institucional. *Región y sociedad*, *35*(748), 1-25. https://doi.org/10.22198/rys2023/35/1748

Rivera, R. C. R. (2021). *Costos de transacción, instituciones y organizaciones agrícolas. un análisis para el mercado del café del sur del Estado de México, 2020*. [Tesis doctoral inédita]. Universidad Autónoma del Estado de México.

Schumacker, R. E., y Lomax, R. G. (2016). *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling* (4th ed.). Routledge.

Secundo, G., Massaro, M., Dumay, J., y Bagnoli, C. (2018). Intellectual capital management in the fourth stage of IC research. *Journal of Intellectual Capital*, *19*(1), 157–177. https://doi.org/10.1108/JIC-11-2016-0113

Schreiber, J. B. (2021). Issues and recommendations for exploratory factor analysis and principal component analysis. *Research in Social and Administrative Pharmacy*, *17*(5), 1004-1011. https://doi.org/10.1016/j.sapharm.2020.07.027

Solimun, S. y Fernandes, A. (2017). Investigation the Instrument Validity: Consistency between Criterion Validity and Unidimensional Validity (Case Study in Management Research), *International Journal of Law and Management*, *59*, 1-12. https://doi.org/10.1108/IJLMA-09-2016-0076

Sürücü, L., y Maslakci, A. (2020). Validity and reliability in quantitative research. *Business & Management Studies: An International Journal*, *8*(3), 2694-2726. http://dx.doi.org/10.15295/bmij.v8i3.1540

Tadelis, S., y Williamson, O. E. (2012). Transaction cost economics. *The Handbook of Organizational Economics*, [Versión electrónica], 159-193. doi: https://doi.org/10.2139/ssrn.2020176

Tadesse, G., y Bahiigwa, G. (2015). Mobile phones and farmers' marketing decisions in Ethiopia. *World development*, *68*, 296-307. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.12.010

CC BY SA

N. 39, 2025 – ISSN: 1886-516X – DOI: 10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.10278 – [Págs. 1-18]

Trejo, C., Servín, R. y Reyes, A. (2023). ¿Qué diferencia a los agricultores cooperativos de los agricultores no cooperativos? Un análisis de la economía de los costos de transacción de los caficultores en México. *Agricultural and Food Economics*, *11*(14), 1-24. https://doi.org/10.1186/s40100-023-00256-9

Tucker, L. R. y Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for máximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, *38*(1), 1-10. https://doi.org/10.1007/BF02291170

Ullman, J. (2001). Structural equation modelling. En Tabachnick, B. y Fidell, R. (editores), *Using multivariate statistics*, pp. 653-771. Allin & Bacon, Boston, M.A.

Williamson, O. E. (1987). Transaction cost economics: The comparative contracting perspective. *Journal of economic behavior & organization*, *8*(4), 617-625. https://doi.org/10.1016/0167-2681(87)90038-2

Wu, H., Qian, Q., Straub, A. y Henk, V. (2020). Stakeholder Perceptions of Transaction Costs in Prefabricated Housing Projects in China. *Journal of Construction Engineering and Management*, *147*(1), 1-15. https://doi.org/10.1061/(ASCE)CO.1943-7862.0001947

Ximénez, M. C. y García, A. G. (2005). Comparación de los métodos de estimación de máxima verosimilitud y mínimos cuadrados no ponderados en el análisis factorial confirmatorio mediante simulación Monte Carlo, *Psicothema*, *17*(3), 528-535. https://www.redalyc.org/pdf/727/72717327.pdf

CC BY SA