

# Análisis de los costos de información de los productores de café en la región sur del Estado de México: una perspectiva institucional

## Analysis of Information Costs of Coffee Producers in the South Region of the Estado de México: An Institutional Perspective

Celso Rodrigo Rivera Rojo\*  <https://orcid.org/0000-0001-6302-5051>

Wendy Ovando Aldana\*\*  <https://orcid.org/0000-0003-0793-6971>

Rosa María Nava Rogel\*\*\*  <https://orcid.org/0000-0003-2611-3903>

### Resumen

**Objetivo:** determinar si las instituciones formales e informales y las organizaciones cafetaleras permiten reducir los costos de información entre los productores de café en el sur del Estado de México. **Metodología:** mediante una muestra de cien cuestionarios aplicados a productores vinculados al mercado, se realizaron un análisis factorial exploratorio y un modelo de regresión logística binaria. **Resultados:** el entramado institucional informal construido por los productores mediante confianza, vínculos sociales, cooperación y reciprocidad, así como contar con una marca en el empaque, ayudan a reducir los costos de información en el contexto de estudio. **Valor:** el trabajo constituye una aportación al tema de los costos de información en mercados agrícolas, tema importante del cual se ha escrito muy poco. Además, se ofrece una propuesta para medir dichos costos. **Limitaciones:** debido al difícil acceso a la región de estudio, no fue posible realizar un muestreo aleatorio y los resultados no pueden extrapolarse a toda la población. **Conclusiones:** en ausencia de un marco institucional formal, las instituciones informales permiten transmitir información de mercado y reducir los costos de búsqueda. El hallazgo aporta evidencia acerca de la importancia que tienen las instituciones en la economía, como se señala en el marco de la nueva economía institucional.

**Palabras clave:** norma colectiva; economía agrícola; análisis socioeconómico; información económica; Estado de México.

■ **Cómo citar:** Rivera Rojo, C. R., Ovando Aldana, W., y Nava Rogel, 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, e1748. <https://doi.org/10.22198/rys2023/35/1748>

### Abstract

**Objective:** to determine if formal and informal institutions and coffee organizations allow reducing information costs among coffee producers in the south of the Estado de México. **Methods:** through a sample of 100 questionnaires applied to smallholders linked to the market, an exploratory factor analysis and a binary logistic regression model were carried out. **Results:** the informal institutional framework built by producers through trust, social ties, reciprocity, and cooperation, as well as having a brand on the packaging, helps reducing information costs in the study context. **Value:** this investigation contributes with data to the information costs in agricultural markets theme, subject with limited literature. In addition, a proposal for its measurement is offered. **Limitations:** due to the difficult access to the study region, random sampling was not possible and the results cannot be inferred for the entire population. **Conclusions:** The absence of a formal institutional framework, allows informal institutions to transmit market information and reduce search costs. Such findings provide evidence regarding the importance of institutions in the economy, as indicated in the framework of the New Institutional Economics.

**Keywords:** social norms; agricultural economics; socio-economic analysis; economic information; Estado de México.

\*Autor para correspondencia. Universidad Autónoma del Estado de México, Instituto de Ciencias Agropecuarias y Rurales. Campus El Cerillo, Piedras Blancas, C. P. 50295. Toluca, Estado de México, México. Correo electrónico: [criverar@uaemex.mx](mailto:criverar@uaemex.mx)

\*\*Universidad Autónoma del Estado de México, Facultad de Economía. Paseo Universidad, Universitaria, C. P. 50130 Toluca, Estado de México, México. Correo electrónico: [wovandoa@uaemex.mx](mailto:wovandoa@uaemex.mx)

\*\*\*Universidad Autónoma del Estado de México, Facultad de Contaduría y Administración. Cerro de Coatepec s. n., Ciudad Universitaria, C. P. 50110, Toluca, Estado de México, México. Correo electrónico: [rosanr06@yahoo.com.mx](mailto:rosanr06@yahoo.com.mx)

Recibido: 6 de febrero de 2023.

Aceptado: 13 de septiembre de 2023.

Liberado: 20 de octubre de 2023.



Esta obra está protegida bajo una Licencia  
Creative Commons Atribución-No Comercial  
4.0 Internacional.

## Introducción

La caficultura, al igual que otras actividades agrícolas, se realiza mediante estructuras de mercado imperfectas. Se trata por lo general de oligopsonios. Por tal motivo, los compradores ejercen poder de mercado sobre los productores (Levi, Rajan, Singhvi y Zheng, 2019), quienes se encuentran en desventaja respecto a la información de mercado con la que cuentan (Gelo, Muchapondwa, Shimeles y Dikgang, 2020).

Los costos de transacción son un problema específico al que se enfrentan los caficultores (Mai, Shakur y Cassells, 2018), sobre todo los costos de información, que consisten en el uso de recursos destinados a la búsqueda de oportunidades en el mercado, así como de mejores precios y ubicación de compradores (Fischer y Qaim, 2012; Ouma, Jagwe, Obare y Abele, 2010). Tales costos son prioritarios en materia de política pública (Gelo et al., 2020), puesto que reducen la eficiencia de las transacciones (Cuypers, Hennart, Silverman y Ertug, 2021).

La importancia de analizar este fenómeno radica en que, frente a los costos de información demasiado elevados, los productores pierden incentivos para continuar compitiendo y, en consecuencia, tienden a destinar su producción al autoconsumo (Tadesse y Bahigwa, 2015), ofertan su trabajo en el mercado de factores de producción (Coase, 1937) o bien cambian de cultivo.

Tratándose de activos específicos, el mercado no podría dar solución al problema de los costos de transacción, como sugieren Geyskens, Steenkamp y Kumar (2006), debido a que dicho producto es un activo que tiene requerimientos estrictos y específicos, a saber: *a*) de sitio, por las condiciones climáticas y de altura requeridas y *b*) físico, por las propiedades del grano (humedad, tamaño, color) que son examinadas en la transacción. Ante esta situación, Gelaw, Spelman y Huylenbroeck (2016) han sugerido que las instituciones son un componente importante que tiene efectos positivos para el comercio. Según Coleman (1988), facilitan la coordinación de recursos y las transacciones económicas.

De acuerdo con la nueva economía institucional (NEI), las instituciones pueden ser de carácter formal —leyes, reglamentos, constituciones— o informal —normas de cooperación, confianza, interacción, costumbres (North, 2015) que ayudan a reducir los costos de información (Carbajal, Rivera, Ramos y Raymundo, 2020; Gelaw et al., 2016)—. Ante la ausencia de un marco institucional formal sólido, las instituciones informales toman un papel relevante para facilitar las actividades de intercambio (North, 2015) y para las políticas sectoriales (Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural [SADER], 2019).

Aunque es importante el tema de los costos de información, hay pocos trabajos empíricos que lo relacionen con las instituciones formales e informales. Por eso el mercado del café del Estado de México —entidad ubicada en el centro-sur de México— representa una zona de interés para estudiar la relación entre las variables señaladas (costos de información e instituciones), debido a que dichos costos son un problema general de la caficultura (Gathura, 2013) que las instituciones ayudan a reducir. Además, durante la revisión de la literatura, no se encontraron investigaciones sobre dicha área geográfica, la cual está emergiendo como zona cafetalera debido a sus condiciones climáticas y su altitud.

Por tal motivo, la presente investigación tiene por objetivo determinar si las instituciones formales e informales y las organizaciones cafetaleras ayudan a reducir los costos de información en el mercado de café en el sur del Estado de México. Su importancia radica en que el análisis se concentra en la relación entre instituciones formales e informales y en los costos de información en un mercado compuesto sobre todo por pequeños productores<sup>1</sup> con pocas alternativas para tener acceso a la venta de su producto.

Para este propósito, durante 2020 se aplicaron cien cuestionarios a productores de café vinculados al mercado en los municipios de Amatepec, Tejupilco, Temascaltepec, Tlatlaya, San Simón de Guerrero y Sultepec, situados en el Estado de México. Seguido de ello, se sometió el instrumento a un análisis factorial exploratorio (AFE) para su validación. De lo anterior, se obtuvieron las puntuaciones factoriales de cada caficultor, las cuales se estratificaron por niveles para analizarlas mediante un modelo de regresión logística binaria.

Entre los principales hallazgos, sobresale el hecho de que las instituciones informales se asocian con una menor probabilidad de que los caficultores incurran en costos altos de información. En contraste, pertenecer a una organización caficultora incrementa tales probabilidades, lo cual sugiere la posibilidad de que existan comportamientos oportunistas al interior de estas. Así mismo recibir asistencia técnica de extensionismo rural (como institución formal) no resultó ser una variable significativa en términos estadísticos, debido a la falta de diagnósticos de la actividad y a un plan de acción en materia económica.

El documento se compone de cinco apartados. En primer lugar, se revisa la literatura sobre los costos de transacción y sobre las instituciones de los mercados agrícolas. En segundo lugar, se describe el mercado del café en el Estado de México. En tercer lugar, se presentan la metodología utilizada para la validación del instrumento y análisis de los datos. Después se analizan y discuten los hallazgos. Por último, se exponen las conclusiones de la investigación.

## Costos de transacción e instituciones en los mercados agrícolas

De acuerdo con la teoría de costos de transacción (TCT), estos representan el uso de recursos debido a que utilizan el mecanismo de precios del mercado, es decir, porque realiza negociaciones, inspecciones, y supervisa contratos, entre otras cosas (Coase, 1960). La TCT parte de supuestos acerca del comportamiento humano, tales como la racionalidad limitada y la tendencia al oportunismo de los individuos (Tadelis y Williamson, 2012; Wang, Wang y Delgado, 2014), lo que por lo regular desemboca en contratos incompletos y de mucho riesgo para los intereses de quienes los celebran.

1 De acuerdo con el Programa Nacional Estratégico (PRONACE) de Soberanía Alimentaria, son prioridad los pequeños y medianos productores, así como el fortalecimiento de circuitos territoriales de producción, procesamiento, intercambio, distribución y consumo. A este respecto, el análisis de costos de información coadyuva a mejorar los procesos de intercambio de los cafecultores mexicanos vinculados al mercado.

Algunos costos de transacción se refieren a lo siguiente: al uso de recursos que implica recabar información del mercado (costos de información); al uso de recursos empleados para pactar las características de los intercambios (costos de negociación); y al uso de recursos necesarios para supervisar el cumplimiento de los pactos alcanzados en la negociación (costos de supervisión) (Fischer y Qaim, 2012; Hill, 1990; Ouma et al., 2010).

En particular, los costos de información se refieren a la recolección de información de mercado (Brouthers, 2002). Surgen debido a la presencia de información asimétrica en relación con la demanda, la ubicación geográfica de los socios y de los compradores, las cualidades de los productos (Fischer y Qaim, 2012; Hill, 1990; Ouma et al., 2010) y por la conducta esperada del agente con quien se realiza la transacción (Escobal, 2001). Hay que advertir que tener acceso a mayor información que el resto de los competidores, constituye una ventaja para tomar decisiones.

La literatura reciente apunta que las instituciones son un mecanismo para reducir los costos de transacción, al fungir de sistema de gobernanza en los mercados (Minten, Assefa y Hirvonen, 2017). Entre estas instituciones se destacan las conexiones sociales, la confianza, la cooperación y la reciprocidad (Gelaw et al., 2016), las cuales influyen de manera positiva en la conducta de los agentes y mejoran el intercambio. Por lo tanto, crear vínculos sociales de cooperación reduce los costos de transacción (Arana-Coronado, Trejo-Pech, Velandia y Peralta-Jiménez, 2019; Ruben y Heras, 2012; Shumeta y D'Haeseb, 2016) y la propensión al oportunismo.

Los beneficios de las instituciones para los mercados agrícolas han sido señalados en otras investigaciones, sobre todo las que analizan las organizaciones agrícolas (Barraud-Didier, Henninger y El Akremi, 2012; Carbajal et al., 2020; Woldu y Tadesse, 2015; Zheng, Wang y Awokuse, 2012). También se ha indicado la importancia de las instituciones informales, como es el caso de Winter-Nelson y Temu (2005), quienes encontraron que las asociaciones formales e informales ayudan a reducir los costos de transacción (incluidos los de información) en el mercado del café.

En concreto, la confianza estabiliza las relaciones entre personas y facilita la comunicación y la transmisión de información (Arranz y Fernández de Arroyabe, 2011). Los vínculos sociales y la cooperación compensan la información que no ofrece el mecanismo de precios del mercado (Teece, 1992) y, de igual forma, la reciprocidad actúa como un patrón de intercambio social en el que se transmite información del mercado (Ostrom y Ahn, 2003), lo cual ayuda a reducir los costos de búsqueda.

## Mercado de café en el Estado de México

En México hay quinientos mil productores de café (Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación [SAGARPA], 2018) que realizan su actividad en 480 municipios; no obstante, más de la mitad de ellos están ubicados en regiones de muy alta marginación (Centro de Estudios para el De-

sarrollo Rural Sustentable y la Soberanía Alimentaria [CEDRSSA], 2019). Por otra parte, la mayoría de los productores cuentan con minifundios (CEDRSSA, 2019) y deben crear estrategias para reducir el oportunismo de algunos acopiadores.

Se estima que en el Estado de México hay seiscientos caficultores (SAGARPA, 2017) y la mayor parte de su producción (café cereza) se concentra en la región sur de la entidad sobre todo en Amatepec (338 toneladas t), Temascaltepec (40 t), Tlatlaya (26 t), San Simón de Guerrero (16 t), Tejupilco (16 t) y Sultepec (60 t) (Sistema de Información Agroalimentaria de Consulta [SIACON], 2020).

Hay que subrayar que en la región sur del Estado de México se aglutina 93.05% de la producción estatal (SIACON, 2020). Aunado a lo anterior, hay que tener presente que se trata de una zona con cierto grado de homogeneidad en cuanto a sus dinámicas sociales y económicas, debido a su vecindad geográfica con otros estados (Guerrero y Michoacán). Por tales motivos, la presente investigación se concentró en los municipios señalados.

## Metodología

Entre los meses de agosto y noviembre de 2020, cien productores de café relacionados con el mercado contestaron un cuestionario diseñado y validado para el análisis propuesto, el cual estuvo basado en otros instrumentos aplicados en investigaciones similares (Escobal, 2001; Glaeser, Laibson, Scheinkman y Souther, 2000; Lutz, Smetschka y Grima, 2017; Onyx y Bullen, 2000; Park, Lee, Choi y Yoon, 2012; Ramírez, 2010; Stanley y McDowell, 2014). El instrumento se sometió a revisión de investigadores del área económico-administrativa de la Universidad Autónoma del Estado de México y de productores locales clave para adecuarlo al mercado de café del Estado de México. Tales cafecultores fueron detectados como principales productores y comercializadores en sus comunidades.

Debido a que los costos de información y las instituciones no son variables observables de manera directa, se empleó una escala Likert del 0 al 10, que resulta ser más intuitiva para las unidades de observación, porque los caficultores están más relacionados con el sistema decimal (Bisquerra y Pérez-Escoda, 2015) y, por lo tanto, resulta más comprensible para ellos (Leung, 2011). Es importante subrayar que, al capturar las percepciones de los agentes, el empleo de una escala Likert se sustenta en el supuesto de racionalidad limitada, para el cual las apreciaciones de los tomadores de decisiones son importantes (Buckley y Chapman, 1998), aspecto que coincide con lo que establece la NEI, pues considera que afectan el desempeño económico y las elecciones (North, 2015).

A fin de recabar la muestra, se solicitó ayuda a algunos asesores del Programa de Apoyos a Pequeños Productores en su Componente de Extensionismo, Desarrollo de Capacidades y Asociatividad Productiva (CEDCAP), asignados para brindar apoyo técnico a los productores de café en la región de estudio, así como al Comité Estatal de Sanidad Vegetal del Estado de México (CESAVEM), ambos encargados de controlar plagas y enfermedades de los cafetales, con lo cual fue posible aplicar cien cuestionarios a productores de café vinculados

al mercado en los municipios de Amatepec, Tlatlaya, San Simón de Guerrero, Teapulco, Temascaltepec y Sultepec, ubicados al sur del Estado de México. Para tal efecto, se realizó un muestreo por intención y bola de nieve, el cual es recurrente en estudios con alcance exploratorio, debido a que la muestra requerida no está condicionada por la exigencia de generalizar los resultados, sino por las cualidades y atributos necesarios para dar respuesta a las preguntas de investigación y alcanzar los objetivos (Kazez, 2009).

### Fiabilidad y validez del instrumento

Al principio se propusieron tres dimensiones para definir las variables de instituciones informales contenidas en el instrumento: confianza (Glaeser et al., 2000; Onyx y Bullen, 2000; Stanley y McDowell, 2014), cooperación y reciprocidad (Lutz et al., 2017; Onyx y Bullen, 2000; Ostrom y Ahn, 2003) y vínculos sociales (Onyx y Bullen, 2000; Ramírez, 2010). Además, se añadió una dimensión para los costos de información (Brouthers, 2002; Ouma et al., 2010). A fin de validar los constructos propuestos, se estimó un análisis factorial exploratorio (AFE). En cuanto a la medida de instituciones formales, se utilizó solo una pregunta sobre si los caficultores recibieron asesoría técnica del CEDCAP como *proxy* del Programa de Apoyos a Pequeños Productores de la SADER.<sup>2</sup> Al ser un solo ítem, no se contempló en el análisis factorial, al igual que el indicador correspondiente a la pertenencia a organizaciones productoras de café.

Previamente se realizaron las pruebas de esfericidad de Bartlett y Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), con el propósito de establecer la pertinencia del AFE al evaluar si la matriz de correlaciones es una matriz identidad, o sea, si se observa ausencia de correlación entre variables (Garza, Morales y González, 2013).

Es importante señalar que el tamaño muestral es adecuado para el desarrollo del análisis, puesto que autores como De la Garza et al. (2013) y Hair, Anderson, Tatham y Black (2013) sugieren que muestras mayores de 50, iguales o mayores de 100 o una razón igual o mayor de 2:1 de sujetos/variables permiten llevar a cabo un AFE. Una vez verificada la pertinencia de los datos, se llevó a cabo la extracción de factores mediante el método de ejes principales, el cual no requiere el cumplimiento del supuesto de normalidad (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco, 2014) y se recomienda cuando los factores se integran por pocas variables o para tamaños muestrales pequeños (Beauducel, 2001).

El criterio empleado para retener los factores se basó en la regla Gutman-Kaiser y umbral de la varianza (Hair et al., 2013; Hefetz y Liberman, 2017). Luego se llevó a cabo una rotación varimax de los factores para obtener una estructura más clara de estos (Hair et al., 2013). Es importante señalar que se mantuvieron aquellos reactivos cuyas cargas factoriales fueran mayor o igual que 0.55 debido al tamaño muestral, como establecen Hair et al. (2013).

Por último, se realizó un análisis de fiabilidad estimando el alfa de Cronbach y se evaluaron los resultados obtenidos con criterios aplicables a las ciencias so-

2 Antes Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación (SAGARPA).

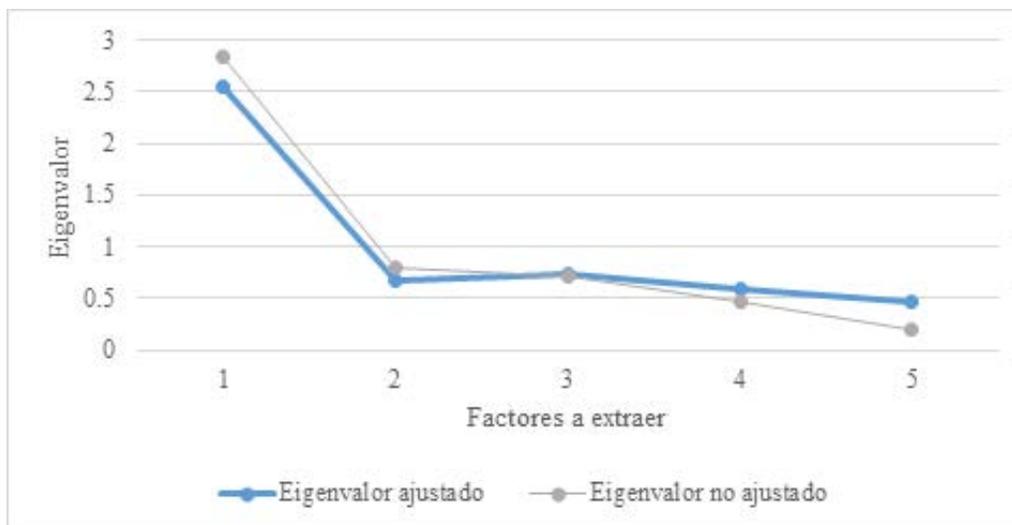
ciales (Taber, 2018). El procedimiento descrito se llevó a cabo, por un lado, para aquellas variables que integraron los constructos institucionales propuestos y, por otro, se aplicó al constructo de costos de información (variable dependiente). Para lo anterior, se utilizó el programa Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) en su versión 25.

## Resultados y discusión

### Análisis factorial exploratorio y de confiabilidad

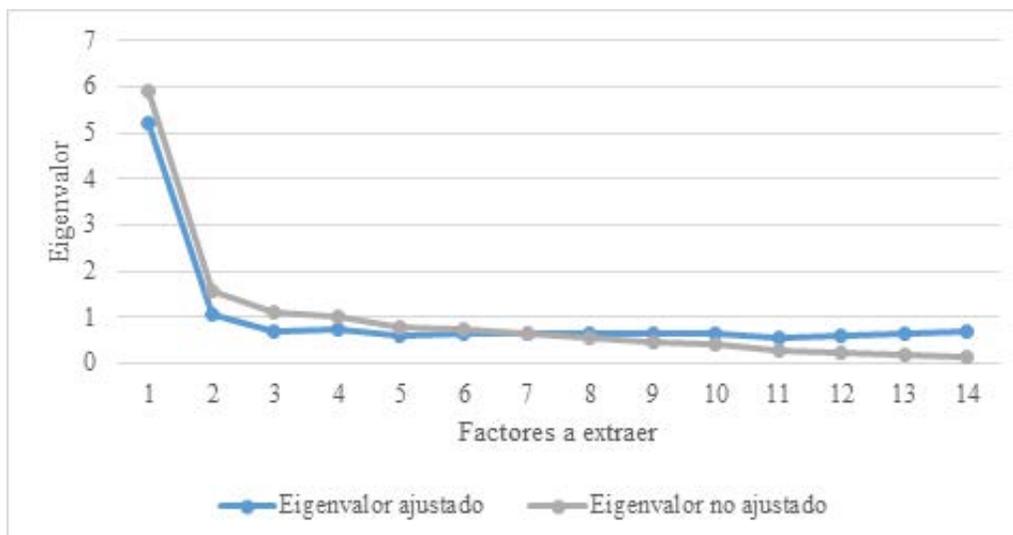
Los resultados del análisis de adecuación aportan evidencia a favor de efectuar el AFE a la dimensión de costos de información, cuyos valores rechazan la hipótesis nula de no correlación entre variables mediante la prueba de esfericidad de Bartlett ( $\chi^2$ : 171.702;  $gl$ : 6;  $p < 0.00$ ) y sugieren, por medio de la prueba KMO, que los resultados obtenidos a partir de un AFE serán adecuados (KMO = 0.67). Después se usaron, como primera aproximación, gráficas de sedimentación (figuras 1 y 2) para visualizar cuántos factores era necesario extraer, esto es, aquellos puntos que se situaran por encima del eje horizontal contenido en cada gráfica donde el eigenvalor es igual a 1.

Figura 1. Número de factores a extraer para el constructo de costos de información



Fuente: elaboración propia.

Figura 2. Número de factores a extraer para el constructo de instituciones informales



Fuente: elaboración propia.

Tras estimar el AFE, se observó que los reactivos se agruparon en la dimensión originalmente propuesta, por lo cual, un único factor presentó un eigenvalor mayor de uno (raíz propia = 2.2; varianza acumulada = 55.3%) con cargas factoriales satisfactorias. En la tabla 1 se ofrece la operacionalización de las variables, seguida de los resultados del coeficiente del alfa de Cronbach, los cuales indican fiabilidad de constructo.

Tabla 1. Resultados del análisis factorial exploratorio y valor de confiabilidad del constructo costos de información

Factor	Ítem	Carga factorial	Alfa de Cronbach
Costos de información	¿Qué tanto sabe sobre los requisitos para vender su café en otros mercados?	0.78	0.86
	¿Qué tanto sabe sobre el precio al que venden el café los productores de su comunidad?	0.73	0.86
	¿Qué tan fácil es encontrar compradores?	0.63	0.87
	¿Qué tan fácil es encontrar compradores que paguen mejor precio por su café?	0.56	0.87
	¿Qué tanto sabe sobre el precio al que se vende el café en otros municipios?	0.56	0.87

Fuente: elaboración propia.

En cuanto a las dimensiones institucionales, se verificó que la matriz de correlaciones no fuera una matriz identidad a través de la prueba de Bartlett ( $X^2$ : 677.8;  $g$ : 91;  $p < 0.00$ ) y que los resultados del AFE se ubicaran dentro de los parámetros aceptables, debido al valor observado en la prueba ( $KMO = 0.809$ ). En este caso, los resultados del AFE sugirieron agrupar los reactivos en tres factores cuyos autovalores fueran mayores de 1, con una varianza acumulada de 51.63% y cargas factoriales adecuadas para el tamaño muestral. Por último, mediante el coeficiente del alfa de Cronbach, se observó la fiabilidad del constructo (véase tabla 2).

Tabla 2. Resultados del análisis factorial exploratorio y valor de confiabilidad de los constructos institucionales informales

Factor	Ítem	Dimensión inicial	Carga factorial	Alfa de Cronbach
Confianza	• ¿Qué tan honestos considera que son los demás productores de café?	Confianza	0.78	0.86
	• En general, ¿qué tanta confianza le inspiran otros productores de café?	Confianza	0.73	0.86
	• ¿Qué tan honestos considera que son los compradores?	Confianza	0.63	0.87
	• ¿Qué tanto respetan los productores de café las reglas y costumbres de la comunidad?	Confianza	0.56	0.87
	• ¿Qué tanta confianza le inspiran los compradores?	Confianza	0.56	0.87
Vínculos sociales y cooperación	• En general, ¿qué tanto convive con otros productores?	Vínculos sociales	0.64	0.86
	• ¿Qué tanto ha apoyado usted a otros productores con asuntos relacionados con la producción y venta del café?	Cooperación y reciprocidad	0.63	0.87
	• ¿Qué tan fácil es ponerse de acuerdo con otros productores para vender juntos el café?	Cooperación y reciprocidad	0.61	0.87
Reciprocidad	• ¿Qué tanto puede contar con la ayuda de otros productores cuando es usted quien la necesita?	Cooperación y reciprocidad	0.80	0.86
	• Si hace un favor a un productor, ¿qué tan seguro está de que se lo devolverá?	Cooperación y reciprocidad	0.61	0.86

Fuente: elaboración propia.

Es importante subrayar que se estimaron las puntuaciones factoriales asociadas con cada uno de los factores (rotados de forma ortogonal) obtenidos mediante el AFE y luego estratificados en altos y bajos costos de transacción, empleando el método de extracción de mínima varianza que proponen Dalenius y Hodges (1959). Así, se llevó a cabo la estratificación en cinco niveles (0 = Muy baja; 1 = Baja; 2 = Medio; 3 = Alta; 4 = Muy alta) para los vectores de instituciones informales y en dos niveles para el vector de costos de información (0 = bajos costos de información y 1 = altos costos de información). Los resultados se utilizaron para llevar a cabo un análisis de regresión logística binaria.

### Modelo econométrico

En diversos contextos es útil y necesario utilizar variables cualitativas dentro del marco de análisis de regresión. Tales variables pueden ser dicótomas, nominales u ordinales. Ese es el caso del modelo de regresión logística. Cuando el valor de la variable explicada  $Y$  es continua, el propósito del análisis de regresión es obtener  $E(Y_i|X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki})$  con  $X = (X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki})$  como una matriz de variables explicativas. Sin embargo, cuando  $Y$  es de tipo cualitativo, el objetivo no es estimar una media condicionada a partir de las realizaciones de los regresores, sino estimar una probabilidad de ocurrencia del evento de estudio (Gujarati y Porter, 2010). El modelo de regresión se forma parametrizando la probabilidad  $P$  dependiendo de los vectores  $x$  y  $\beta$  ( $K \times 1$ ). Los modelos más empleados tienen una forma simple con una probabilidad condicional dada por:

$$p_i \equiv \Pr[y_i = 1|x] = F(x'\beta), \quad (1)$$

donde  $F(\cdot)$  es una función especificada.

A fin de asegurar que las probabilidades estén entre 0 y 1, se emplea una función de distribución acumulativa como  $F(\cdot)$ . Para el caso de una regresión logit,  $F(\cdot)$  se cuenta con una distribución logística acumulativa dada por (Cameron y Trivedi, 2022).

$$\Lambda(x'\beta) = \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}} \quad (2)$$

Los efectos marginales del modelo logit pueden obtenerse a partir de los coeficientes

$$\frac{\partial \Pr [y_i = 1|x_i]}{\partial x_{ij}} = \Lambda(x'\beta)\beta_j[1 - \Lambda(x'\beta)]\beta_j = p_i(1 - p_i)\beta_j \quad (3)$$

Donde  $\beta_j$  indica el efecto proporcional en la probabilidad de  $Y = 1$  ante un cambio en  $X_{ij}$ . Se considera que los estimadores máximo-verosímiles son aquellos valores para los cuales la función de verosimilitud alcanza un máximo. A estos resultados se les aplica una distribución Bernoulli, la cual representa el caso de una distribución binomial con un solo evento; la notación compacta de su función de densidad es (Cameron y Trivedi, 2022):

$$f(y_i|x_i) = p_i^{y_i}(1 - p_i)^{1-y_i}, \quad y_i = 0,1 \quad (4)$$

Cuya función de verosimilitud es:

$$L = \prod_{i=1}^N \{p_i^{y_i} (1 - p_i)^{1-y_i}\} \quad (5)$$

Y el logaritmo de verosimilitud está dado por:

$$L(\hat{\beta}) = \sum_{i=1}^n [Y_i \ln(\hat{p}_i) + (1 - \hat{p}_i) \ln(1 - \hat{p}_i)] \quad (6)$$

Al derivar respecto a  $\beta$  se obtiene

$$\sum_{i=1}^n \frac{y_i - F(x'_i\beta)}{F(x'_i\beta)(1 - F(x'_i\beta))} F'(x'_i\beta) x'_i = 0 \quad (7)$$

Al no existir una solución explícita para  $\beta$ , es necesario el uso de métodos iterativos, como el Newton-Raphson, que converge de manera rápida para los modelos logit. Este método es consistente solo si  $p_i = F(x'_i\beta)$ , debido a que la densidad proviene de una distribución Bernoulli. Por lo tanto, la media sería:

$$E[y] = 1(P[y = 1] + 0(P[y = 0])) = p \quad (8)$$

Para la estimación se utilizaron las cargas factoriales extraídas con antelación durante el AFE. De este modo, la variable dependiente está dada por los costos de información, donde  $Y$  puede tomar valores de entre cero y uno (0 = bajos costos de información y 1 = altos costos de información), mientras que las variables independientes se conforman por tres grupos: instituciones informales, instituciones formales y características de las unidades económicas rurales. El primer grupo, a su vez, se conforma por tres dimensiones que a continuación se explican.

Confianza ( $X_1$ ) se considera una institución dentro de la NEI, y el capital social (Casson, Della Giusta y Kambhampati, 2010) sensible a comportamientos oportunistas (Herreros, 2004), por lo que la honestidad de los agentes implicados es importante. La confianza permite prever la conducta de un individuo o de un grupo en un intercambio comercial (Williamson, 1993) con base en interacciones anteriores (Ostrom y Ahn, 2003). Por lo tanto, es una condición indispensable para las transacciones (Akerlof, 1978) que facilita coordinar acciones, resolver controversias (Ostrom y Ahn, 2003), desincentivar el comportamiento oportunista y posibilitar el flujo de información (Arranz y Fernández de Arroyabe, 2011).

Vínculos sociales y cooperación ( $X_2$ ) se refiere a las relaciones reiteradas entre caficultores que les permiten crear vínculos de cooperación (Teece, 1992). Además, proporcionan información no obtenida a partir del mecanismo de precios de mercado incentivando la transmisión de información entre productores (Teece, 1992) y restringiendo el oportunismo (Ruben y Heras, 2012).

Reciprocidad ( $X_3$ ) representa características esenciales en el capital social, pues permite crear y sostener relaciones duraderas de intercambio entre múltiples agentes específicos (Gordon, 2006). Es un patrón de intercambio social que aumenta la probabilidad de resolver problemas colectivos involucrando expectativas mutuas de pago después de proporcionar ayuda (Ostrom y Ahn, 2003).

El segundo grupo de variables está integrado por organizaciones, para lo cual se pregunta a los caficultores si pertenecen a una organización cafetalera ( $X_4$ ). Esta variable se incluye debido a que proporciona una base institucional a los productores que les permite reducir sus costos de transacción (Gelo et al., 2020; Zheng et al., 2012). Del mismo modo, se pregunta a los productores si recibieron asistencia técnica del servicio de extensionismo ( $X_5$ ) como parte de los planes de desarrollo y trabajo de la SADER. Esta pregunta se empleó para analizar el efecto de una institución formal, puesto que los programas gubernamentales también se sugieren para reducir costos de transacción (DeBoe y Stephenson, 2016).

Por último, se integraron algunas variables relacionadas con las características de las unidades de producción y los caficultores. La primera es si cuentan con una marca de café ( $X_6$ ), puesto que, de acuerdo con Tarzuján y Paredes (2012), diferenciar un producto y facilitar que sea reconocido contribuye a reducir los costos de transacción y a obtener prestigio y la lealtad de los consumidores. Así mismo se consideró si tienen o no un teléfono celular ( $X_7$ ), lo cual permite establecer contacto con otros productores agrícolas y con compradores (Minkoua Nzie, Bidogeza y Azinwi Ngum, 2017). Con estas variables se propuso una especificación cuya estimación se realizó en el programa STATA (versión 14). En la tabla 3 aparecen las estadísticas descriptivas de los cien cuestionarios aplicados.

Tabla 3. Descripción de variables

Variable	Mnemónico	<i>n</i>	E(x)	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
$Y$ = Costos de información	info_2 (0 = bajos)	100	0.48	0.50	0	1
$X_1$ = Confianza	CONFIANZA_T (0 = Muy baja; 4 = Muy alta)	100	2.11	1.39	0	4
$X_2$ = Vínculos sociales y cooperación	VIN_Y_COOP (0 = Muy baja; 4 = Muy alta)	100	2.08	1.29	0	4
$X_3$ = Reciprocidad	RECIP_CAT (0 = Muy baja; 4 = Muy alta)	100	2.15	1.15	0	4
$X_4$ = Perteneciente a alguna organización cafetalera	Org (0 = No)	100	0.30	0.46	0	1

Variable	Mnemónico	<i>n</i>	E(x)	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
$X_5$ = Recibe asesoría de extensionistas	Extensionismo (0 = No)	100	0.75	0.43	0	1
$X_6$ = Cuenta con marca	Marca (0 = No)	100	0.22	0.41	0	1
$X_7$ = Cuenta con celular	Celular (0 = No)	100	0.89	0.31	0	1

Fuente: elaboración propia.

### Resultados del modelo econométrico

La muestra se compone de cien productores de café vinculados al mercado que contestaron el cuestionario en los municipios de Amatepec (33%), Temascaltepec (11%), San Simón de Guerrero (14%), Tlatlaya (25%), Sultepec (13%) y Tejupilco (4%), de los cuales 30% es miembro de alguna organización de caficultores y 75% recibe asesoría de técnicos extensionistas. Así mismo 22% desarrolló una marca para la venta de su producción y 89% cuenta con teléfono celular. Cabe señalar que, durante la aplicación del instrumento, se tuvo el cuidado de que no quedara ninguna pregunta sin contestar.

A partir de los datos recabados, se estimó un modelo de regresión logística binaria de lo general a lo particular. Por tal motivo se excluyeron de las estimaciones aquellas variables que no fueran significativas al 5%. Como ya se dijo, la literatura sugiere una relación inversa entre las variables que componen la especificación y los costos de información, lo cual es congruente con los signos negativos en los regresores (véase tabla 4).

Tabla 4. Resultados de regresión logística binaria

Costos de información	Especificación 1		Especificación 2		Especificación 3	
	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
Confianza	-0.909	0.000	-0.909	0.000	-0.913	0.000
Vínculos sociales y cooperación	-0.578	0.010	-0.578	0.010	-0.581	0.010
Reciprocidad	-0.531	0.018	-0.532	0.018	-0.540	0.014
Pertenecer a una organización de productores de café	1.718	0.017	1.718	0.017	1.711	0.018
Extensionismo	-0.111	0.864	-0.112	0.859		
Marca	-1.645	0.036	-1.644	0.032	-1.677	0.025
Celular	0.007	0.993				
Constante	4.041	0.002	4.049	0.000	4.008	0.000

Fuente: elaboración propia.

Como se aprecia en los resultados de la estimación, fueron necesarias tres especificaciones para obtener un modelo cuyas variables explicativas fueran significativas en su totalidad. Por eso se descartaron las variables extensionismo y celular ( $p$  – valor  $> 0.05$ ).

Para evaluar la significación de las variables de manera individual bajo la hipótesis nula de que el valor de los coeficientes es cero, se estimó la prueba de Wald. Los resultados señalan que la hipótesis nula debe rechazarse, es decir, que los valores de los estimadores sí son significativos (tabla 5).

Tabla 5. Prueba de Wald

Modelo: Costos de información	Chi cuadrada ( $\chi^2$ ) (5) = 23.92	Prob $> \chi^2 = 0.0002$
$\beta_{\text{Confianza}} (-0.913 = 0)$	$\chi^2 (1) = 16.47$	Prob $> \chi^2 = 0.0000$
$\beta_{\text{Vínculos sociales y cooperación}} (-0.581 = 0)$	$\chi^2 (1) = 6.68$	Prob $> \chi^2 = 0.0097$
$\beta_{\text{Reciprocidad}} (-0.540 = 0)$	$\chi^2 (1) = 6.06$	Prob $> \chi^2 = 0.0138$
$\beta_{\text{org1}} (1.711 = 0)$	$\chi^2 (1) = 5.64$	Prob $> \chi^2 = 0.0175$
$\beta_{\text{Marca}} (0.025 = 0)$	$\chi^2 (1) = 5.05$	Prob $> \chi^2 = 0.0246$

Fuente: elaboración propia.

Con el fin de evaluar el ajuste de la especificación, se realizaron pruebas cuyos resultados señalan que los coeficientes aportan información significativa al modelo (razón de verosimilitud  $\chi^2$ ). El porcentaje de información añadido a la simple probabilidad que ofrecería solo el intercepto (pseudo  $R^2$  y  $R^2$  de Cox-Snell/ML) es considerablemente bueno, al igual que la capacidad predictiva del modelo –*count* y *count* ajustado– (véase tabla 6), lo cual sugiere buen ajuste y capacidad de predicción aceptable.

Tabla 6. Medidas de ajuste del modelo logit estimado

Estadístico	Valor
Razón de verosimilitud $\chi^2$	44.27
Prob $> \chi^2$	0.00
Pseudo $R^2$	0.32
$R^2$ de Cox-Snell/ML	0.36
Cragg-Uhler/Nagelkerke	0.48
Count	0.75
Count (ajustado)	0.48

Fuente: elaboración propia.

También se realizó la prueba de Stukel, cuya hipótesis nula se refiere a una correcta especificación. Contrasta si en realidad el modelo sigue una distribución logística o si se asemeja a una familia de distribuciones *h-logit*, cuyo comportamiento en las colas y simetría está determinado por dos parámetros adicionales  $\alpha$  y  $\beta$ . Los resultados obtenidos para el modelo de costos de información ( $p$  – valor = 0.3659) no permiten rechazar la hipótesis nula. En resumen, se ha proporcionado evidencia en favor de la significación estadística, ajuste, correcta especificación y capacidad predictiva del modelo propuesto para el análisis de costos de información.

### Discusión de resultados

Una vez evaluado el ajuste y la significación estadística de los estimadores, es posible interpretarlos. En primer lugar, se observa que el signo negativo en los coeficientes es congruente con lo que sugiere la literatura y proporciona evidencia a favor de que las instituciones informales reducen los costos de información de los productores de café en el sur del Estado de México, tal como se planteó.

Hay que advertir que la interpretación de los coeficientes para modelos logísticos es diferente de la que puede realizarse en el contexto de análisis de regresión por mínimos cuadrados ordinarios, por lo que se recurre a los momios de probabilidad o bien a las probabilidades marginales tomando como referencia la categoría “bajos costos de información” = 0. Para el caso presente, se emplearon las segundas a fin de observar los cambios en las probabilidades de incurrir en altos costos de información en función de las variables que conforman la especificación (véase tabla 7).

Tabla 7. Probabilidades marginales de incurrir en altos costos de información

Costos de información				
Confianza	$Pr(y)$	$se$	$z$	$p$
Muy baja	0.8048	0.0656	12.2733	0.000
Baja	0.6639	0.0599	11.0798	0.000
Media	0.4919	0.0494	9.9543	0.000
Alta	0.322	0.0560	5.7491	0.000
Muy alta	0.1851	0.0610	3.0344	0.002
Vínculos sociales y cooperación	$Pr(y)$	$se$	$z$	$p$
Muy baja	0.6737	0.0787	8.5657	0.000
Baja	0.5828	0.0564	10.3261	0.000
Media	0.4873	0.0422	11.5603	0.000

Costos de información				
Alta	0.3921	0.0525	7.4725	0.000
Muy alta	0.3022	0.0734	4.1159	0.000
Reciprocidad	$Pr(y)$	$se$	$z$	$p$
Muy baja	0.6662	0.0785	8.4856	0.000
Baja	0.5834	0.0571	10.2100	0.000
Media	0.4963	0.0419	11.8393	0.000
Alta	0.4090	0.0492	8.3167	0.000
Muy alta	0.3254	0.0695	4.6820	0.000
Pertenece a una organización de productores de café	$Pr(y)$	$se$	$z$	$p$
No pertenece	0.4116	0.0434	9.4781	0.000
Pertenece	0.6519	0.0669	9.7379	0.000
Marca	$Pr(y)$	$se$	$z$	$p$
No cuenta con marca.	0.5351	0.0461	11.6172	0.000
Cuenta con marca.	0.2797	0.0863	3.2417	0.001

$Pr(y)$  = probabilidad de que presente altos costos de transacción.

$se$  = error estándar.

$z$  = valor observado del estadístico  $z$ .

$p$  = valor  $p$  (probabilidad de cometer un error tipo 1).

Fuente: elaboración propia.

Según los resultados obtenidos, la presencia de muy bajos niveles de confianza ( $X_1$ ) tiene 80.48% de probabilidades de incurrir en altos costos de información. En contraste, las probabilidades caen a 18.51% si el grado de confianza se ubica en la categoría “muy alto”. Esto obedece a que la confianza mejora la reputación de los agentes, proporciona oportunidades futuras para realizar transacciones con mayor eficiencia y facilita los flujos de información (Arranz y Fernández de Arroyabe, 2011).

Pero muy bajos niveles de vínculos sociales y cooperación ( $X_2$ ) con otros caficultores elevan las probabilidades de tener altos costos de información a 67.37%, mientras que si son muy altos, la probabilidad es solo de 30.22%. Lo anterior se explica a la luz de lo que señala Hill (1990), quien sugiere que el mercado selecciona a aquellos individuos que ofrecen mecanismos eficientes de cooperación, lo cual supone que, dadas sus experiencias anteriores, los productores detectan a otros agentes con quienes establecieron relaciones de cooperación e incurrir en menores costos de información.

En cuanto a la reciprocidad ( $X_3$ ), un muy bajo nivel en esta variable repercute en una probabilidad de 66.62% de presentar altos costos de información, frente a 32.54% en caso de manifestar muy alto nivel de reciprocidad. Al respecto, Chen (2010) señala que la reciprocidad produce autocontrol en los indi-

viduos, debido a que perjudicar a otro con sus actos implica también un perjuicio para sí mismo. Por lo tanto, se recomienda que los productores compartan información de forma recíproca acerca de la ubicación de compradores, precios y otros elementos necesarios para colocar sus productos, lo cual economiza en costos de búsqueda.

Por otra parte, se observa que pertenecer a una organización cafetalera ( $X_4$ ) no proporciona ningún beneficio a los productores. Por el contrario, aumenta las probabilidades de presentar altos costos de información (65.19%). En este sentido, lo anterior se contrapone con las contribuciones de Liu, Yang y Wen (2019), Ortega et al. (2019) y Sengere, Curry y Koczberski (2019), quienes señalan que las cooperativas brindan ventajas a los productores agrícolas. Y es que también hay evidencia que cuestiona los beneficios que ofrecen este tipo de organizaciones a sus miembros. Arana-Coronado et al. (2019) incluyen en su análisis la posibilidad de que las cooperativas se comporten de forma oportunista con los caficultores en el momento de vender su producto a través de estas. Así mismo Gelo et al. (2020) sugieren que, aunque las organizaciones de productores representan alternativas institucionales que coadyuvan en la reducción de costos de información, rara vez tienen éxito en tal propósito.

En el mismo tenor, la asesoría brindada por los técnicos extensionistas contratados por SADER ( $X_5$ ) para brindar apoyo técnico y de mercado a los productores de café, no refleja ningún efecto significativo en términos estadísticos sobre los costos de información de los caficultores. De acuerdo con el Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias (INIFAP, 2016), en el Estado de México se verifica una baja oferta de profesionales interesados en desempeñarse en este campo. Por tal motivo se han tenido que contratar a técnicos que obtuvieron bajas calificaciones en el proceso de selección, además de no existir un plan de trabajo que parta de un diagnóstico previo. Esta cuestión puede ser un factor importante en la no significación de la variable  $X_5$ .

Por otro lado, si se cuenta con una marca de café ( $X_6$ ), las probabilidades de enfrentar altos costos de información caen de 53.51% a 27.97%. Sobre este punto, Herrera-Rodríguez, Gutiérrez-Ortiz y Torres-Fernández (2022) han señalado que la inversión en publicidad permite a los agentes económicos dar a conocer su presencia en el mercado, lo cual ayuda a reducir sus costos de información.

Que los caficultores usen teléfono celular ( $X_7$ ) para reducir sus costos de información no resultó significativo en términos estadísticos, como sugieren Minkoua Nzie et al. (2017). Al respecto, hay que señalar que durante las visitas a las comunidades donde se recabaron los cuestionarios, se observó falta de cobertura de la red de telefonía móvil, sobre todo en aquellas comunidades pertenecientes a los municipios de Tlatlaya (Peña del Agua, Terroncillos y Los Ocotes), San Simón de Guerrero (San Diego Cuentla y San Gabriel Cuentla), Amatepec (San Miguel, Los Timbres y El Veladero) y Sultepec (Rincón del Cristo y Rincón de San Andrés), lo cual impide que la comunicación entre los agentes que participan en el mercado sea eficiente y permita reducir los costos de las transacciones, en particular los que se relacionan con la obtención de información. Esto último es un elemento importante si se considera que los productores

deben desplazarse largas distancias a pie para establecer contacto con otros productores y con compradores potenciales.

En suma, para el caso específico de las instituciones informales, se observa que los agentes muestran preferencias sociales en lugar de comportarse de forma aislada del resto de competidores (Campos, 2016). De esta forma lo social resulta esencial en los mercados imperfectos para reducir las asimetrías de participación y para formar asociaciones informales, las cuales, junto con las cooperativas, son la única forma de colusión que permiten el Estado y sus órganos de competencia.

El origen de este tipo de colusión en las actividades agrícolas puede atribuirse al poder de compra de los agentes en mercados locales y externos; a la poca capacidad que tienen los productores para satisfacer la demanda si actúan aisladamente; a cierto grado de homogeneidad en la producción que permite a los individuos unir sus productos; y a cierto grado de simetría entre los productores, entre otros (Motta, 2018).

Las instituciones informales surgen, además, como una necesidad de los productores de contar con regulaciones institucionales para orientar y controlar las actividades del mercado, debido a la ausencia de regulaciones formales que operen de forma efectiva en la zona de estudio.

## Conclusiones

La presente investigación tuvo como objetivo determinar si las instituciones formales e informales y las organizaciones cafetaleras permiten reducir costos de información entre los productores de café en el sur del Estado de México. De acuerdo con los resultados, instituciones informales como confianza, vínculos sociales, cooperación y reciprocidad ayudan a reducir los costos de información de los caficultores de la entidad. En contraste, el servicio técnico recibido en el marco del Programa de Apoyos a Pequeños Productores no resultó significativo en términos estadísticos, debido a la ausencia de un diagnóstico previo de la producción y de la comercialización de café. Por otro lado, la pertenencia a organizaciones cafetaleras incrementa las probabilidades de incurrir en altos costos de información, lo cual puede obedecer a prácticas de oportunismo al interior de estas, como advierte la literatura. Así mismo contar con un teléfono celular no mostró evidencia de ser un elemento que afecte a tales costos.

Las dos situaciones anteriormente descritas sugieren que, ante un desempeño poco eficiente de las instituciones formales, los agentes se valen de un entramado institucional informal para crear canales de comunicación apropiados con los que reducir los costos de búsqueda en el mercado. Tal hallazgo suma evidencia a lo sugerido en el marco de la NEI en torno a las bondades que las instituciones ofrecen para reducir costos de información. A partir de lo obtenido mediante la regresión logística binaria, se observó que aquellos productores que cuentan con marca para la venta de café, tienen menores probabilidades de incurrir en altos costos de información, debido a que esta coadyuba a que los compradores identifiquen con mayor facilidad el producto.

Ante estos hallazgos, se propone, en primer lugar, incentivar las conductas colaborativas entre los productores de la entidad, a fin de aprovechar la capacidad de transmisión de información que se efectúa gracias a la presencia de instituciones informales que benefician a los caficultores y proporcionan mayor eficiencia al mercado. También se recomienda establecer políticas de apoyo para que logren desarrollar habilidades empresariales, asociativas y técnicas que sirvan de base para desarrollar una marca propia y participen en mercados localizados más allá de su comunidad, sin incurrir en altos costos de información.

Por otra parte, es necesario poner en marcha políticas de apoyo a las organizaciones de caficultores de la entidad para mejorar las bondades que estas ofrecen a sus miembros, con el objetivo de que constituyan una fuente de información de mercado eficiente para los productores de café. Así mismo se sugiere producir diagnósticos de la caficultura en el Estado de México para que los técnicos extensionistas desarrollen planes de trabajo con metas medibles y que incluyan reducir los costos de información de los productores, dada la importancia que estos tienen en los mercados agrícolas.

Entre las limitaciones de la investigación, se considera que las medidas de los costos de información e instituciones conforman un constructo que puede incluir otras dimensiones en distintos contextos. Esto ocurre debido a que no son variables observables de manera directa, por lo cual es necesario realizar más investigaciones sobre estos temas en ámbitos de actividades del sector primario, a fin de construir cierto grado de consenso en su definición operacional, lo cual facilitaría la formulación de políticas públicas para reducir los costos de información en las actividades agrícolas. Puesto que se realizó un muestreo no probabilístico, los resultados son representativos solo de la muestra de estudio. En la agenda de investigación sobre este tópico, se incluye realizar un muestreo probabilístico para obtener representatividad sobre toda la población de caficultores.

Por último, a partir del análisis de los costos de información y de su relación con el funcionamiento institucional, se abren nuevas líneas de investigación y de diseño de política pública para analizar todos los costos de transacción aplicados a mercados agrícolas de manera integral, con el objeto de hacer más eficientes los procesos de producción, comercialización y transporte, y para tener bases para disminuir los costos de búsqueda de información y encontrar mejores alternativas que coadyuven a mejorar los precios de su producción.

## Referencias

- Akerlof, G. A. (1978). The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism. En P. Diamond y M. Rothschild (eds.), *Uncertainty in economics* (pp. 235-251). San Diego: Academic Press. doi: <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-214850-7.50022-X>
- Arana-Coronado, J. J., Trejo-Pech, C. O., Velandia, M., y Peralta-Jiménez, J. (2019). Factors influencing organic and fair-trade coffee growers’ level of engagement with cooperatives: The case of coffee farmers in Mexico. *Journal of International Food & Agribusiness Marketing*, 31(1), 22-51. doi: <https://doi.org/10.1080/08974438.2018.1471637>
- Arranz, N., y Fernández de Arroyabe, J. C. (2011). Effect of formal contracts, relational norms and trust on performance of joint research and development projects. *British Journal of Management*, 23(4), 575-588. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1467-8551.2011.00791.x>
- Barraud-Didier, V., Henninger M-C., y El Akremi, A. (2012). The relationship between members’ trust and participation in the governance of cooperatives: The role of organizational commitment. *International Food and Agribusiness Management Review*, 15(1), 1-24. Recuperado de [https://ageconsearch.umn.edu/bitstream/120855/2/20110072\\_Formatted.pdf](https://ageconsearch.umn.edu/bitstream/120855/2/20110072_Formatted.pdf)
- Beauducel, A. (2001). On the generalizability of factors: The influence of changing contexts of variables on different methods of factor extraction. *Methods of Psychological Research Online*, 6(1), 69-96. Recuperado de <http://cite-seerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.565.3914&rep=rep1&type=pdf>
- Bisquerra, R., y Pérez-Escoda, N. (2015). Les escales de Likert poden augmentar en sensibilitat? *Reire. Revista d’innovació i Recerca en Educació*, 8(2), 129-147. doi: <https://doi.org/10.1344/reire2015.8.2828>
- Brouthers, K. (2002). Institutional, cultural and transaction cost influences on entry mode choice and performance. *Journal of International Business Studies* (33), 203-221. doi: <https://doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8491013>
- Buckley, P. J., y Chapman, M. (1998). The perception and measurement of transaction costs. En P. 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](https://doi.org/10.1007/978-1-349-26416-2_3)
- Cameron, A. C., y Trivedi, P. K. (2022). *Microeconometrics using stata*. College Station, College Station: Stata Press.
- Campos, V. R. M. (2016). *Cooperación y preferencias sociales: análisis económico sobre altruismo, justicia, confianza y equidad*. Ciudad de México: El Colegio de México.
- Carbajal, E., Rivera, J., Ramos, E., y Raymundo, C. (2020). Strategic sourcing toward a sustainable organic coffee supply chain: A research applied in Cuzco. En T. Ahram, W. Karkowski, S. Pickl y R. Tair (eds.), *International Conference on Human Systems Engineering and Design: Future Trends and Applications*, vol. 1026, (pp. 929-935). Munich: Springer, Cham. [https://doi.org/10.1007/978-3-030-27928-8\\_139](https://doi.org/10.1007/978-3-030-27928-8_139)

- Casson, M. C., Della Giusta, M., y Kambhampati, U. S. (2010). Formal and informal institutions and development. *World Development*, 38(2), 137-141. doi: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2009.10.008>
- Centro de Estudios para el Desarrollo Rural Sustentable y la Soberanía Alimentaria (CEDRSSA). (2019). *Propuestas para reactivar la producción y comercialización de café en México 2019-2024*. Ciudad de México: Cámara de Diputados, LXIV Legislatura. Recuperado de <http://s3.amazonaws.com/inforural.com.mx/wp-content/uploads/2019/05/07165718/96Las-propuestas-para-reactivar-la-producci%C3%B3n-y-comercializaci%C3%B3n-de-Caf%C3%A9-2019-08.pdf>
- Chen, S. F. (2010). A general TCE model of international business institutions: Market failure and reciprocity. *Journal of International Business Studies*, (41), 935-959. doi: <https://doi.org/10.1057/jibs.2009.93>
- Coase, R. H. (1937). The nature of the firm. En S. Estrin y A. Marin (eds.), *Essential readings in economics* (pp. 37-54). Londres: McMillan Education. doi: [https://doi.org/10.1007/978-1-349-24002-9\\_3](https://doi.org/10.1007/978-1-349-24002-9_3)
- Coase, R. H. (1960). The problem of social cost. *Journal of Law and Economics*, 3(3), 1-44. doi: <https://doi.org/10.1086/466560>
- Coleman, J., S. (1988). Social capital in the creation of human capital. *American Journal of Sociology*, 94, 95-120. doi: <https://doi.org/10.1086/228943>
- Cuypers, I. R. P., Hennart, J.-F., Silverman, B. S., y Ertug, G. (2021). Transaction cost theory: Past progress, current challenges, and suggestions for the future. *Academy of Management Annals*, 15(1), 1-90. doi: <https://doi.org/10.5465/annals.2019.0051>
- Dalenius, T., y Hodges, J. (1959). Minimum variance stratification. *Journal of the American Statistical Association*, 54(285), 88-101. doi: <https://doi.org/10.1080/01621459.1959.10501501>
- DeBoe, G., y Stephenson, K. (2016). Transactions costs of expanding nutrient trading to agricultural working lands: A Virginia case study. *Ecological Economics* (130), 176-185. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2016.06.027>
- Escobal, J. (2001). *Costos de transacción en la agricultura peruana: una primera aproximación a su medición e impacto*. (Documento de Trabajo, 30). Lima: Group for the Analysis of Development (GRADE). Recuperado de [https://www.ssoar.info/ssoar/bitstream/handle/document/51504/ssoar-2001-escobal-Costos\\_de\\_transaccion\\_en\\_la.pdf?sequence=3](https://www.ssoar.info/ssoar/bitstream/handle/document/51504/ssoar-2001-escobal-Costos_de_transaccion_en_la.pdf?sequence=3)
- Fischer, E., y Qaim, M. (2012). Linking smallholders to markets: Determinants and impacts of farmer collective action in Kenya. *World Development*, 40(6), 1255-1268. doi: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.11.018>
- Garza, J. de la, Morales, B. N., y González, B. A. (2013). *Análisis estadístico multivariante*. Ciudad de México: McGraw Hill.
- Gathura, M. N. (2013). Factors affecting small-scale coffee production in Githunguri District, Kenya. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 7(5), 132-149. doi: <https://doi.org/10.6007/ijarbss/v3-i9/195>

- Gelaw, F., Speelman, S., y Huylenbroeck, G. van. (2016). Farmer's marketing preferences in local coffee markets: Evidence from a choice experiment in Ethiopia. *Food Policy*, 61(mayo), 92-102. doi: <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2016.02.006>
- Gelo, D., Muchapondwa, E., Shimeles, A., y Dikgang, J. (2020). Aid, collective action and benefits to smallholders: Evaluating the World Food Program's purchase for progress pilot. *Food Policy*, 97, 1-12. doi: <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2020.101911>
- Geyskens, I., Steenkamp, J.-B. E. M., y Kumar, N. (2006). Make, buy, or ally: A transaction cost theory meta-analysis. *Academy of Management Journal*, 49(3), 519-543. doi: <https://doi.org/10.5465/amj.2006.21794670>
- Glaeser, E. L., Laibson, D. I., Scheinkman, J. A., y Soutter, C. L. (2000). Measuring trust. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(3), 811-846. doi: <https://doi.org/10.1162/003355300554926>
- Gordon, S. (2006). Confianza, reciprocidad y asociatividad: ¿relación indispensable para el desempeño institucional? *Estudios Sociológicos*, 24(71), 397-421. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/40421043>
- Gujarati, D. N., y Porter, D. C. (2010). *Econometría*. Ciudad de México: McGraw Hill.
- Hair, J. F. Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., y Black, W. C. (2013). *Multivariate data analysis*. Upper Saddle River: Pearson-Prentice Hall.
- Hefetz, A., y Liberman, G. (2017). The factor analysis procedure for exploration: a short guide with examples. *Culture and Education*, 29(3), 526-562. doi: <https://doi.org/10.1080/11356405.2017.1365425>
- Herrera-Rodríguez, M., Gutiérrez-Ortiz, M. E., y Torres-Fernández, C. (2022). Impacto de la publicidad tradicional y digital en la resiliencia de las MIPYMES del sur de Tamaulipas durante COVID-19. *Ciencia UAT*, 17(1), 73-88. doi: <https://doi.org/10.29059/cienciauat.v17i1.1603>
- Herreros, F. (2004). ¿Por qué confiar? Formas de creación de confianza social. *Revista Mexicana de Sociología*, 66(4), 605-626. Recuperado de [http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0188-25032004000400001](http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0188-25032004000400001)
- Hill, C. (1990). Cooperation, opportunism, and the invisible hand: Implications for transaction cost theory. *The Academy of Management Review*, 15(3), 500-513. doi: <https://doi.org/10.5465/amr.1990.4309111>
- Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias (INIFAP). (2016). *Propuesta de perfil del extensionista y del coordinador*. Manuscrito inédito.
- Kazet, R. (2009). Los estudios de caso y el problema de la selección de la muestra: aportes del sistema de matrices de datos. *Subjetividad y Procesos Cognitivos*, 13(1), 1-17. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/3396/339630252005.pdf>
- Leung, S. O. (2011). A comparison of psychometric properties and normality in 4-, 5-, 6-, and 11-point Likert scales. *Journal of Social Service Research*, 37(4), 412-421. doi: <https://doi.org/10.1080/01488376.2011.580697>

- Levi, R., Rajan, M., Singhvi, S., y Zheng, Y. (2019). *Unifying agricultural wholesale markets: Impact on market prices and farmers' profitability*. Proceedings of the National Academy of Sciences, forthcoming. Versión pre-impresión. doi: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3381256>
- 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 / Annals of Psychology*, 30(3), 1151-1169. doi: <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Liu, Z., Yang, D., y Wen, T. (2019). Agricultural production mode transformation and production efficiency: A labor division and cooperation lens. *China Agricultural Economic Review*, 11(1), 160-179. doi: <https://doi.org/10.1108/CAER-07-2017-0129>
- Lutz, J., Smetschka, B., y Grima, N. (2017). Farmer cooperation as a means for creating local food systems –Potentials and challenges. *Sustainability*, 9(6), 925. doi: <https://doi.org/10.3390/su9060925>
- Mai, T. C., Shakur, S., y Cassells, S. (2018). Testing vertical price transmission for Vietnam's Robusta coffee. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 62(4), 563-575. doi: <https://doi.org/10.1111/1467-8489.12260>
- Minkoua Nzie, J. R., Bidogeza, J. C., y Ngum, N. A. (2017). Mobile phone use, transaction costs, and price: Evidence from rural vegetable farmers in Cameroon. *Journal of African Business*, 19(3), 323-342. doi: <https://doi.org/10.1080/15228916.2017.1405704>
- Minten, B., Assefa, T., y Hirvonen, K. (2017). Can agricultural traders be trusted? Evidence from coffee in Ethiopia. *World Development*, 90, 77-88. doi: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.08.018>
- Motta, N. (2018). *Política de competencia económica: Teoría y Práctica*. Ciudad de México: Fondo de Cultura Económica.
- North, D. C. (2015). *Instituciones, cambio institucional y desempeño económico*. Ciudad de México: Fondo de Cultura Económica.
- Onyx, J., y Bullen, P. (2000). Measuring social capital in five communities. *The Journal of Applied Behavioral Science*, 36(1), 23-42. doi: <https://doi.org/10.1177/0021886300361002>
- Ortega, D. L., Bro, A. S., Clay, D. C., López, M. C., Tuyisenge, E., Church, R. A., y Bizosa, A. R. (2019). Cooperative membership and coffee productivity in Rwanda's specialty coffee sector. *Food Security*, 11, 967-979. doi: <https://doi.org/10.1007/s12571-019-00952-9>
- Ostrom, E., y Ahn, T. K. (2003). Una perspectiva del capital social desde las ciencias sociales: capital social y acción colectiva. *Revista Mexicana de Sociología*, 65(1), 155-233. Recuperado de [https://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0188-25032003000100005&lng=es&nrm=iso&tln-g=es](https://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0188-25032003000100005&lng=es&nrm=iso&tln-g=es)
- Ouma, E., Jagwe, J., Obare, G. A., y Abele, S. (2010). Determinants of smallholder farmers' participation in banana markets in Central Africa: The role of transaction costs. *Agricultural Economics*, 41(2), 111-122. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2009.00429.x>

- Park, D.-B., Lee, K.-W., Choi, H.-S., y Yoon, Y. (2012). Factors influencing social capital in rural tourism communities in South Korea. *Tourism Management*, 33(6), 1511-1520. doi: <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2012.02.005>
- Ramírez, M. A. (2010). Costos de transacción y creación de empresas. *Revista Ciencias Estratégicas*, 18(23), 43-58. Recuperado de <http://hdl.handle.net/20.500.11912/7505>
- Ruben, R., y Heras, J. (2012). Social capital, governance and performance of Ethiopian coffee cooperatives. *Annals of Public and Cooperative Economics*, 83(4), 463-484. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1467-8292.2012.00473.x>
- Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural (SADER). (2019). Programa Sectorial de Agricultura y Desarrollo Rural 2020-2024. Recuperado de [https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/616555/PROGRAMA\\_SECTORIAL\\_2020\\_2024baja.pdf](https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/616555/PROGRAMA_SECTORIAL_2020_2024baja.pdf)
- Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación (SAGARPA). (2017). *Planeación agrícola nacional 2017-2030: café mexicano*. Ciudad de México: Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación. Recuperado de [https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/256426/B\\_sico-Caf\\_.pdf](https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/256426/B_sico-Caf_.pdf)
- Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación (SAGARPA). (2018). *México, onceavo productor mundial de café*. Recuperado de <https://www.gob.mx/agricultura/es/articulos/mexico-onceavo-productor-mundial-de-cafe?idiom=es>
- Sengere, R. W., Curry, G. N., y Koczberski, G. (2019). Forging alliances: Coffee grower and chain leader partnerships to improve productivity and coffee quality in Papua New Guinea. *Asia Pacific Viewpoint*, 60(2), 220-235. doi: <https://doi.org/10.1111/apv.12222>
- Sistema de Información Agroalimentaria de Consulta (SIACON). (2020). *Producción agrícola municipal*. Recuperado de <https://www.gob.mx/siap/documentos/siacon-ng-161430>
- Shumeta, Z., y D'Haeseb, M. (2016). Do coffee cooperatives benefit farmers? An exploration of heterogeneous impact of coffee cooperative membership in Southwest Ethiopia. *International Food and Agribusiness Management Review*, 19(4), 37-52. doi: <http://dx.doi.org/10.22434/IFAMR2015.0110>
- Stanley, L. J., y McDowell, W. (2014). The role of interorganizational trust and organizational efficacy in family and nonfamily firms. *Journal of Family Business Strategy*, 5(3), 264-275. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jfbs.2013.07.001>
- Taber, K. S. (2018). The use of Cronbach's Alpha when developing and reporting research instruments in science education. *Research in Science Education*, 48, 1273-1296. doi: <https://doi.org/10.1007/s11165-016-9602-2>
- Tadelis, S., y Williamson, O. E. (2012). Transaction cost economics. En R. Gibbons y J. Roberts (eds.), *The Handbook of Organizational Economics* (versión electrónica), 159-193. Princeton University Press. 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(abril), 296-307. doi: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.12.010>

- Tarziján, J., y Paredes, R. (2012). *Organización industrial para la estrategia empresarial*. Ciudad de México: McGraw Hill.
- Teece, D. J. (1992). Competition, cooperation, and innovation: Organizational arrangements for regimes of rapid technological progress. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 18(1), 1-25. doi: [https://doi.org/10.1016/0167-2681\(92\)90050-L](https://doi.org/10.1016/0167-2681(92)90050-L)
- Wang, H. H., Wang, Y., y Delgado, M. S. (2014). The transition to modern agriculture: Contract farming in developing economies. *American Journal of Agricultural Economics*, 96(5), 1257-1271. doi: <https://doi.org/10.1093/ajae/aau036>
- Williamson, O. (1993). Calculativeness, trust, and economic organization. *Journal of Law & Economics*, 36. 453-486. doi: <https://doi.org/10.1086/467284>
- Winter-Nelson, A., y Temu, A. (2005). Impacts of prices and transactions costs on input usage in a liberalizing economy: evidence from Tanzanian coffee growers. *Agricultural Economics*, 33(3), 243-253. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1574-0864.2005.00064.x>
- Woldu, T., y Tadesse, F. (agosto de 2015). *Women's participation in agricultural cooperatives in Ethiopia*. Conferencia para International Conference of Agricultural Economist. Milán, Italia. Recuperado de <https://ageconsearch.umn.edu/record/210967/>
- Zheng, S., Wang, Z., y Awokuse, T. O. (2012). Determinants of producers' participation in agricultural cooperatives: Evidence from northern China. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 34(1), 167-186. doi: <https://doi.org/10.1093/aep/pper044>