



Agrocien

ISSN: 1405-3195

agrocien@colpos.mx

Colegio de Postgraduados

México

Jaramillo-Villanueva, José L.; Benítez-García, Erika  
TRANSMISIÓN DE PRECIOS EN EL MERCADO MEXICANO E INTERNACIONAL DE  
CAFÉ (*Coffea arabica* L.): UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN  
Agrocien, vol. 50, núm. 7, octubre-noviembre, 2016, pp. 931-944  
Colegio de Postgraduados  
Texcoco, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=30248292012>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

# TRANSMISIÓN DE PRECIOS EN EL MERCADO MEXICANO E INTERNACIONAL DE CAFÉ (*Coffea arabica* L.): UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

## PRICE TRANSMISSION IN THE MEXICAN AND INTERNATIONAL COFFEE (*Coffea arabica* L.) MARKET: A COINTEGRATION ANALYSIS

José L. Jaramillo-Villanueva\*, Erika Benítez-García

Colegio de Postgraduados, Campus Puebla. 72760. km. 125.5 Carretera Federal México-Puebla. (jaramillo@colpos.mx).

### RESUMEN

La transmisión de precios es analizada como parte del comercio internacional y regional a través de la Ley del Precio Único (LPU), la cual permite probar la existencia y grado de integración de mercados separados geográficamente. Lo anterior es relevante porque permite conocer la forma y la velocidad de ajuste de los precios domésticos, ante cambios en los precios internacionales y el grado de eficiencia del mercado. El objetivo de este estudio fue analizar el proceso de transmisión de precios del café (*Coffea arabica* L.) y la forma de esa transmisión en el mercado internacional y el de México, para identificar oportunidades de eficiencia económica en el proceso de producción-comercialización. Para ello se usaron los precios nacionales e internacionales del café para el periodo de 1980 a 2014. El enfoque metodológico usado fue un Vector de Corrección de Errores (VEC, sus siglas en inglés) debido a la presencia de raíz unitaria en las series de precios. Los resultados indicaron un cambio estructural en varias fechas, por lo cual las series se dividieron en subperíodos para su análisis. Cuando los precios internacionales cambian 1 % el precio doméstico cambia 0.15 % y, desde 1980 hasta 2014, el efecto del precio internacional aumentó paulatinamente, por lo cual el precio nacional depende cada vez más del internacional.

**Palabras clave:** Transmisión de precios, cointegración, *Coffea arabica* L., vector de corrección de errores.

### INTRODUCCIÓN

La producción de café (*Coffea arabica* L.) en México es una actividad con importancia económica y social y contribuye a la generación

\*Autor responsable ❖ Author for correspondence.

Recibido: noviembre, 2015. Aprobado: agosto, 2016.

Publicado como ARTÍCULO en *Agrociencia* 50: 931-944. 2016.

### ABSTRACT

Price transmission is analyzed as a part of the international and regional trade through the Law of One Price (LOP), which demonstrates the existence and the integration degree of geographically-separated markets. This is relevant because it allows to know the way and the speed in which the domestic prices adjust to changes in international prices and the degree of market's efficiency. The aim of this study was to analyze the price transmission process in the international and Mexican coffee (*Coffea arabica* L.) markets, in order to identify economic efficiency opportunities in the production-commercialization process. For this purpose, domestic and international coffee prices from the 1980-2014 period were used. A Vector Error-Correction (VEC) model was used as methodology approach, due to the presence of unit root in the prices series. The results indicate a structural changes in several dates, and therefore the series were divided in sub periods for its analysis. When international prices change 1 %, the domestic prices change 0.15 % and, from 1980 to 2014, the effect of the international price increased gradually; as a result of this, the domestic price increasingly depends on the international price.

**Key words:** Price transmission, cointegration, *Coffea arabica* L., Vector Error-Correction Model.

### INTRODUCTION

Coffee (*Coffea arabica* L.) production in México is an important socio-economic activity and contributes to the generation of hard currency earnings. In 2014, the exports value of green, toasted, grounded, and instant coffee amounted to US\$505 million dollars. According to SIAP (Agro-Food and Fisheries Information Service) and AMECAFE (Mexican Association of the Coffee

de divisas. En 2014, el valor de las exportaciones de café verde, tostado, molido y soluble fue 505 millones de dólares. Según el SIAP (2014) y la AMECAFE (2014) la producción la realizan 486 mil productores en los estados de Chiapas, Veracruz, Oaxaca, Puebla, Hidalgo, San Luis Potosí, Guerrero, Nayarit, Colima, Jalisco, Tabasco y Querétaro. Además, en el ciclo productivo 2013-2014 se cosecharon 1.26 millones Mg en 700.1 mil ha, con un valor de 6060 millones de pesos, equivalentes a 478 millones de dólares (tasa de cambio 12.7 \$/usd) (SIAP, 2014).

Los ingresos de los cafeticultores por la venta del café dependen de los rendimientos unitarios y del precio recibido, el cual está determinado por el precio internacional del aromático, fijado en las bolsas agropecuarias de Nueva York y Londres. Los factores fundamentales que intervienen en la formación del precio son el nivel de oferta, demanda y los movimientos de inventarios. Los factores que contribuyen al alza del precio son la especulación de fondos de inversión, las bajas tasas de interés, el comportamiento de la producción de los países productores y fenómenos climáticos (Pérez, 2006).

El precio del café en los 40 años recientes tuvo un comportamiento de constantes alzas y bajas, lo cual afectó la producción y los ingresos de los productores. La inestabilidad de los precios genera incertidumbre, lo cual dificulta la planeación de las inversiones en la producción y en su comercialización, y una pérdida de bienestar de productores y consumidores (Barrett y Bellemare, 2011; Sarris *et al.*, 2011).

En México, los precios del grano tienen un comportamiento de alzas y bajas, en particular desde la desaparición del Instituto Mexicano del Café (INMECAFE) en 1990. Entre 1981 y 1987 los precios estuvieron en ascenso y con influencia del alza del precio internacional, pero entre 1986 y 1993 el precio internacional cayó y desde entonces su volatilidad aumentó. En la década de 1990 a 2000 los precios del café fueron afectados de manera principal por variaciones en la producción en Brasil y por ajustes realizados por los proveedores de café en respuesta a los cambios en los precios (Varangis *et al.*, 2002).

La volatilidad del precio internacional del café se refleja en comportamiento errático de la producción, los rendimientos y el valor de la producción. El área sembrada de 1981 a 1995 tuvo una Tasa Media de Crecimiento Anual (TCMA) de 3.2 %, luego

Production Chain) (2014), the production was carried out by 486 thousand growers from Chiapas, Veracruz, Oaxaca, Puebla, Hidalgo, San Luis Potosí, Guerrero, Nayarit, Colima, Jalisco, Tabasco, and Queretaro. Likewise in the 2013-2014 productive cycle, 1.26 millions Mg were harvested in 700.1 thousand ha; this production had a value of 6.06 billion Mexican pesos, equal to US\$ 478 million dollars (exchange rate: 12.7 \$/USD) (SIAP, 2014).

The coffee growers' incomes from the sale of coffee depend on unit yield and on prices received, which are determined by the international coffee price, established by the New York Stock Exchange and the London Stock Exchange. The fundamental factors that take part in the price formation are the level of supply, demand, and inventory movement. The factors that contribute to price increase are the investment fund speculation, low interest rates, production behavior in the producing countries, and climate phenomena (Pérez, 2006).

In the last 40 years, the price of coffee has had a constant ups-and-downs behavior, which affected the production and the growers' income. Price instability generates uncertainty—hindering investment plans and product commercialization—, as well as welfare loss for growers and customers (Barrett and Bellemare, 2011; Sarris *et al.*, 2011).

In Mexico, the grain price has had an ups-and-downs behavior, in particular, since the disappearance of the Mexican Institute of Coffee (INMECAFE) in 1990. Between 1981 and 1987, prices kept increasing—influenced by the increase of the international price—but, between 1986 and 1993, the international price dropped and, since then, its volatility increased. During the 1990s and the 2000s, the price of coffee was mainly affected by the variations of the Brazilian production and by the adjustments made by coffee growers, as a response to price changes (Varangis *et al.*, 2002).

International coffee price volatility is reflected in the erratic behaviour of the production, yield, and the production's value (Table 1). From 1981 to 1995, the surface sown had a 3.2 % average annual growth rate (AAGR); subsequently, it had a lower growth rate and, since 2006, a period of negative growth rates began (−0.88% AAGR, from 2006 to 2014; data from SIAP), which is reflected in the negative growth rates of coffee production during that same period.

creció a tasas menores y desde el 2006 inició un periodo de tasas de crecimiento negativas (TCMA de  $-0.88\%$  de 2006 a 2014; con datos del SIAP), lo cual se refleja en tasas de crecimiento negativas de la producción del café en ese mismo periodo.

Akiyama y Varangis (1989) usaron un modelo econométrico del mercado internacional del café para mostrar que el Acuerdo Internacional del Café (AIC), el cual usó un sistema de cuotas de exportación, fue exitoso en estabilizar los precios; desde la creación del acuerdo hasta su desaparición por desacuerdos entre sus miembros. Después de esa desaparición, los precios cayeron  $40\%$ , y continuaron periodos de fluctuaciones recurrentes, lo cual generó reducciones importantes en los ingresos de los productores y de los gobiernos de los países exportadores (Flores *et al.*, 2002).

El comportamiento de la producción también afectó el volumen de las exportaciones que mostraron una TCMA de  $10.5\%$  de 1980 a 1989, y desde ese año, las exportaciones crecieron a una TCMA de  $3.07\%$ . El volumen de las exportaciones cayó desde el 2001 y no recuperó los niveles de las dos décadas anteriores (AMECAFE, 2014).

### Importancia de la integración de mercados

La transmisión de precios se refiere a la forma y velocidad de ajuste de los precios domésticos ante cambios en los precios internacionales. Vollrath y Hallahan (2006) mencionan que la velocidad y la magnitud de la respuesta de los precios de un bien en una región a un cambio en el precio del mismo bien en otra región dependen de la eficiencia del mercado; los mercados eficientes generan respuestas rápidas y simétricas y los ineficientes producen transmisión de precios incompleta y asimétrica.

La integración de mercados es importante porque afecta el crecimiento económico, induce cambios estructurales, altera la ubicación espacial de las actividades económicas, e implica una oportunidad para los consumidores de adquirir bienes a precios competitivos; por lo tanto, la integración de los mercados es un tema de interés para los gobiernos, por sus implicaciones para el bienestar económico (Barrett y Li, 2002).

La Ley del Precio Único (LPU) es la teoría usada en los estudios sobre la integración de los mercados de productos homogéneos separados espacialmente,

Akiyama and Varangis (1989) used an econometric model of the international coffee market to show that the International Coffee Agreement (ICA) —which used an exportation quota system— had successfully stabilized prices, since the Agreement creation until its disappearance due to differences between its members. After ICA's disappearance, prices dropped  $40\%$  and recurring fluctuation periods followed, which generated significant reductions in the income of both growers and exporting countries' governments (Flores *et al.*, 2002).

Production performance also affected the volume of exportations. From 1980 to 1989, these showed a  $10.5\%$  AAGR, and since the latter year, exportations grew by  $3.07\%$  AAGR. The volume of exportations dropped since 2001 and did not recover the levels of the previous two decades (AMECAFE, 2014).

### The importance of market integration

Price transmission refers to the way and the speed in which domestic prices adjust to changes in international prices. Vollrath and Hallahan (2006) state that the speed and the magnitude of a good's price response in the region and the price change of the same good in another region depend on market efficiency; efficient markets generate quick and symmetrical responses, while inefficient ones produce an incomplete and asymmetrical price transmission.

Market integration is important because it affects economic growth, induces structural changes, alters the spatial location of the economic activities, and implies an opportunity for customers to acquire goods at competitive prices. Therefore, market integration is an issue of interest for governments, due to its implications for economic welfare (Barrett and Li, 2002).

The Law of One Price (LOP) is the theory used in studies about the market integration of spatially-separated homogeneous products, which guarantees the absence of arbitrage opportunities (McNew, 1996). If this equilibrium condition is met, it is possible to say that the markets are integrated and that price transmission exists. In this context, studying the Mexican and international coffee market integration is relevant, because coffee growers could benefit from the spatial arbitrage and their

que garantiza la ausencia de oportunidades de arbitraje (McNew, 1996). Si esta condición de equilibrio se satisface, se puede decir que los mercados están integrados y que existe transmisión de precios. En este contexto, el estudio de la integración del mercado de café mexicano y el internacional es relevante ya que los productores del aromático podrían beneficiarse del arbitraje espacial y los ingresos de estos productores podrían mejorar con oportunidades e incentivos ampliados para intensificar su producción y comercio.

El concepto de integración de mercados se define como la existencia de un flujo comercial positivo entre dos mercados espacialmente separados (Barrett, 2001). En economía se utiliza el cumplimiento de la Ley del Precio Único (LPU) como indicador de que dos mercados separados geográficamente se encuentran integrados. El grado de integración de mercados, empíricamente, se define por medio de la estimación del grado de transmisión de precios, la rapidez con la que los precios de un mercado son transmitidos a otro (Lence y Falk, 2005).

La hipótesis de esta investigación fue que las reformas estructurales de 1989 sobre cuotas de exportación de café y el proceso de liberalización del comercio iniciado con la adhesión de México al Acuerdo General de Tarifas y Comercio (GATT, sus siglas en inglés) en 1986 y profundizado con la firma del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) entre México, Canadá y EE.UU. en 1993, llevó a una integración comercial mayor entre México y el mercado internacional del café, evidenciada por el intercambio comercial continuo, una mayor transmisión de las señales del mercado, y una mayor velocidad de ajuste del precio nacional a los movimientos del precio internacional. El objetivo fue estimar el grado de integración comercial entre ambos mercados y la velocidad de ajuste del precio del café en México ante cambios en el precio internacional.

## MATERIALES Y MÉTODOS

El análisis econométrico se realizó con datos de series de tiempo mensual de precios del café de 1981:01 a 2014:12. Los datos de México son los precios pagados a los productores (precio medio rural), ajustados por el índice nacional de precios al productor, utilizando las estadísticas oficiales del Servicio de Información Agropecuaria y Pesquera (SIAP) de la Secretaría de

incomes could improve with expanded opportunities and incentives to strengthen coffee production and trade.

Market integration is defined as the existence of a positive trade flow between two spatially-separated markets (Barrett, 2001). In economy, compliance with the Law of One Price (LOP) is used as an indicator that two geographically separate markets are integrated. The degree of market integration is empirically defined by means of the estimated degree of price transmission, the speed in which the prices of one market are transmitted to another (Lence and Falk, 2005).

This investigation's hypothesis was that the structural reforms of 1989 regarding coffee export quotas and the trade liberalization process—which began with Mexico's inclusion, in 1986, in the General Agreement of Tariff and Trade (GATT), and which was deepened with the signature, in 1993, of the North American Free Trade Agreement (NAFTA) between Mexico, Canada and the USA— led to a greater commercial integration between Mexico and the international coffee market. This integration is proved by constant trading, a greater transmission of market signals, and a higher speed in the domestic price adjustment to international price movements. The objective was to estimate the degree of trade integration between both markets and the speed of the coffee price adjustment in Mexico, in view of international price changes.

## MATERIALS AND METHODS

An econometric analysis was carried out using monthly time series of coffee price—from 1981:01 to 2014:12. The Mexican data is made up by the prices paid to the growers (average rural prices) adjusted according to the national price for growers index, using official statistics from the Agro-Food and Fisheries Information Service (SIAP) of the Secretariat of Agriculture, Livestock, Fisheries and Food Service (SAGARPA) and of The Bank of Mexico (BM). The international coffee price is the monthly spot price reported by the International Coffee Organization (ICO). The data was transformed into natural logarithms because the coefficients ( $\beta$ s) of the econometric model can be understood as elasticities. Another advantage of this transformation is the invariability of slope coefficients, when there are scale changes in the variable. In addition, this transformation reduces the variables' range and estimates prove to be less sensitive to potential extreme values.

Agricultura Ganadería Pesca y Alimentación (SAGARPA) y del Banco de México (BM). El precio internacional del café es el precio spot mensual reportado por la Organización Internacional del Café (ICO, sus siglas en inglés). Los datos se transformaron a logaritmos naturales porque los coeficientes ( $\beta$ s) del modelo econométrico tienen interpretación como elasticidades. La invariancia de los coeficientes de pendiente cuando hay cambios de escala en las variables es otra ventaja de esa transformación la cual, además, reduce el rango de las variables y las estimaciones son menos sensibles a posibles valores extremos.

El proceso metodológico tuvo dos etapas. La primera fue la verificación del orden de integración de cada serie, primero para la serie completa (1981:01-2014:12) y después la verificación de raíz unitaria en presencia de cambio estructural. La segunda fue la aplicación del modelo Vector de Corrección de Errores (VEC, sus siglas en inglés) para estimar el grado y la velocidad de transmisión del precio internacional al nacional.

El análisis de regresión con datos de series de tiempo supone que las series subyacentes son estacionarias; la varianza y covarianza de las series individuales son invariantes en el tiempo. La violación del supuesto de estacionariedad de las series puede conducir a problemas de regresión espuria; las pruebas clásicas de  $t$  y  $F$  no son apropiadas, se obtienen valores altos de  $R^2$  y bajos de Durbin-Watson, y estimadores inconsistentes y menos eficientes (Engle y Granger, 1987).

La presencia de raíz unitaria en las series de tiempo fue verificada. El orden de integración se comprobó usando la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF, sus siglas en inglés) (Dickey y Fuller, 1981) y la de Phillips y Perron (PP) (Phillips y Perron, 1988). La primera es la más utilizada, pero en presencia de correlación serial disminuye su poder. Dickey y Fuller (1981) corrigieron por correlación serial incluyendo en la regresión términos en diferencias retrasados, pero el tamaño y el poder de ADF también es sensitiva al número de estos términos. La prueba (PP) es no paramétrica y se considera más poderosa porque usa estimadores más consistentes de la varianza. En ambas pruebas,  $H_0: \delta=0$  contra  $H_a: \delta < 0$ , donde  $\delta$  es el coeficiente de la variable dependiente retrasada un periodo, en un proceso auto regresivo de primer orden (Dickey y Fuller, 1981). Si la hipótesis nula se acepta, entonces la serie es no estacionaria (la media y la varianza cambian en el tiempo).

La verificación de la presencia de raíz unitaria cuando existe cambio estructural se realizó con la prueba de Zivot y Andrews. La prueba PP y ADF se aplica si se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria, el procedimiento acaba y se asume que la serie es estacionaria. Si la hipótesis alternativa es verdadera, estas pruebas aumentan la probabilidad de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Si no se rechaza, se aplica la

The methodological process included two stages. The first stage was the verification of the integration order of each series; beginning with the complete series (1981:01-2014:12), and continuing with the unit root verification, in the presence of structural change. The second was the application of the Vector Error-Correction (VEC) model, in order to estimate the degree and speed of international-domestic price transmission.

The regression analysis with time series data means that the underlying series are stationary; the variance and covariance of the individual series are invariable through time. The violation of the series' stationarity assumption can produce spurious regression problems; the classic  $t$  and  $F$  tests are not appropriate, high  $R^2$  values and low Durbin-Watson values are obtained, as well as inconsistent and less efficient estimators (Engle and Granger, 1987).

The unit root presence in the time series was verified. The integration order was verified using the Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) (Dickey and Fuller, 1981) and the Phillips-Ferron Test (PP) (Phillips and Perron, 1988). The first one is the most commonly used test, but its power diminishes in the presence of serial correlation. Dickey and Fuller (1981) corrected serial correlation, including delayed terms with differences in the regression, but ADF's size and power are also sensitive to the number of these terms. PP is a non-parametric test, and it is considered to be the most powerful, because it uses more consistent variance estimators. In both tests,  $H_0: \delta=0$  versus  $H_a: \delta < 0$ , where  $\delta$  is the coefficient of the depending variable delayed by one period, in a first-order auto-regressive process (Dickey and Fuller, 1981). If the null hypothesis is accepted, then the series is not stationary (the average and the variance change in time).

When a structural change takes place, the Zivot-Andrews test is used to verify the presence of a unit root. The PP and ADF tests are implemented, if the null unit root presence hypothesis is rejected, the procedure ends, and the series is assumed to be stationary. If the alternative hypothesis is true, these tests increase the probability of rejecting the null unit root hypothesis. If it is not rejected, the Zivot-Andrews test is applied and the process concludes when the structural changes dates are identified. The full application process for these tests can be consulted in Enders (2003) and Zivot and Andrews (1992).

### Short- and long-term dynamic relation

The cointegration between variables —once the unit root existence has been proved— is the obligatory condition for the existence of a long-term equilibrium relationship in the series. A variable vector with unit root is cointegrated if a lineal combination of these variables is stationary (Engle

prueba de Zivot y Andrews y el proceso concluye al identificar las fechas de cambio estructural. El proceso completo para aplicar estas pruebas puede consultarse en Enders (2003) y Zivot y Andrews (1992).

### Relación dinámica de corto y largo plazo

La cointegración entre variables, una vez probada la presencia de raíz unitaria, es la condición necesaria para la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo en las series. Un vector de variables con raíz unitaria está cointegrado si una combinación lineal de estas variables es estacionaria (Engle y Granger 1987). La importancia del VEC se deriva de la demostración de Engle y Granger de que si dos variables son integradas de grado uno,  $I(1)$ , y están cointegradas, se pueden modelar bajo el supuesto de ser generadas por un mecanismo de corrección de errores. El VEC tiene habilidad predictiva superior con respecto a otros modelos autorregresivos (Engle y Yoo, 1987).

El cambio estructural ocurre cuando se alteran los parámetros que determinan una serie. Si la serie modelada por  $Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + e_t$ , donde  $\rho < 1$ , se modifica en al menos uno de sus parámetros,  $(\alpha, \rho, \sigma^2)$ , se genera un cambio estructural que puede afectar a cualquiera o a todos los parámetros del modelo. Cambios en  $\alpha$  alteran la media y la tendencia de la serie, modificaciones en  $\rho$  reflejan cambios de la correlación serial de  $Y_t$  y alteraciones en la varianza crean cambios en la volatilidad de la serie.

Zivot y Andrews (1992) propusieron una prueba endógena para identificar cambio estructural en el intercepto o tendencia de la serie, y está basada en un análisis secuencial de los datos, en ella se usa toda la muestra y se emplea una variable *dummy* en cada observación de la serie que se evalúa como posible rompimiento (*break*). Éste se identifica cuando el estadístico-t de la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) es más negativo. Por lo tanto, si la prueba de ADF muestra evidencia de que la serie es estacionaria, habrá mayor probabilidad de encontrar rompimientos. Los valores del estadístico-t de Zivot y Andrews (1992) tienen su propia teoría asintótica y valores críticos<sup>[1]</sup>; éstos son más negativos que los usados en procedimientos que especifican la fecha de cambio estructural, por lo cual muestran mayor dificultad en rechazar la raíz unitaria.

En la segunda etapa se estimó la relación de corto y largo plazo entre los precios domésticos e internacionales del café, para lo cual se usa el modelo VEC (Baffes, 1991) de la ecuación (1):

and Granger, 1987). VEC's importance is derived from the Engle and Granger's demonstration that, if two variables can be integrated in order one,  $I(1)$ , and they are cointegrated, they can be shaped under the assumption that they are being generated by an error-correction mechanism. VEC has a higher predictive capacity than other auto-regressive models (Engle and Yoo, 1987).

The structural change happens when the parameters that determine the series are altered. If the series modelled by  $Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + e_t$ , where  $\rho < 1$ , is modified in, at least, one of its parameters,  $(\alpha, \rho, \sigma^2)$ , a structural change is generated which can affect any or all the model's parameters. Changes in  $\alpha$  alter the series' average and tendency; modifications in  $\rho$  reflect changes in the serial correlation of  $Y_t$ , and variance alterations create changes in the series' volatility.

Zivot and Andrews (1992) proposed an endogenous test to identify structural changes in the series' intercept or tendency; it is based in a data sequential analysis, in which the whole sample is used and a dummy variable is applied in each observation of the series under evaluation as a potential break. This break is identified, when the Augmented Dickey-Fuller Test's t-statistic is more negative. Therefore, if the ADF test shows evidence that the series is stationary; there will be a greater possibility of finding breaks. Zivot and Andrews' t-statistic values (1992) have their own asymptotic theory and critical values<sup>[1]</sup>; these are more negative than those used in proceedings that specify structural change date, and consequently they have a greater difficulty rejecting the unit root.

During the second stage, the short- and long-term relationships between domestic and international prices of coffee were estimated; according to Baffes (1991), this relationship is calculated using the VEC model of equation (1):

$$\Delta p_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta z_t + \alpha_3 (p_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 z_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

However, while estimating the equation (1), an identification problem arises; therefore, its parameters were modified in order to find out the long- and short-term effect, and the estimate was carried out based on the specifications of equation (2). On this matter, Baffes and Ajwad (1998) showed the following differential:  $P_t^1 - P_t^2 = \varepsilon_t$ ; therefore, this implies that  $\beta_0 = 0$ , and that, therefore, there is a long-term relationship.

$$\Delta p_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta f_t + \alpha_3 [p_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (2)$$

<sup>1</sup> Zivot y Andrews (1992) proveen tanto valores asintóticos como valores críticos de muestras pequeñas ❖ <sup>1</sup> Zivot and Andrews (1992) provide both asymptotic and critical values in small samples.

$$\Delta p_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta z_t + \alpha_3 (p_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 z_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

Sin embargo, debido al problema de identificación que surge en la estimación de la ecuación (1), ésta se reparametrizó con el fin de conocer el efecto de plazo corto y largo, y la estimación se realizó a partir de la especificación en la ecuación (2). Al respecto, Baffes y Ajwad (1998) muestran que el diferencial  $P_t^1 - P_t^2 = \varepsilon_t$ , lo que implica que  $\beta_0 = 0$ , y por lo tanto, existe una relación de plazo largo.

$$\Delta p_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta f_t + \alpha_3 [p_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (2)$$

En (2),  $f_t = s_t + p_t^*$  y  $z_t = p_t + s_t$ , donde:  $p_t$ ,  $p_t^*$  y  $s_t$  denotan respectivamente, el logaritmo del precio del café en México, el logaritmo del precio internacional y el logaritmo de la tasa de cambio nominal México-Estados Unidos.

En el marco metodológico del VEC, la estacionariedad del diferencial ( $p_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}$ ) implica la existencia de un mecanismo de corrección de errores (MCE), y por lo tanto,  $\alpha_2$  debe ser significativamente diferente de cero (Baffes y Ajwad 1998). En este modelo,  $\alpha_2$  se interpreta como la transmisión al precio interno, derivado de un cambio en el precio internacional ajustado por el tipo de cambio dentro del primer período, efecto conocido como de plazo corto. La característica más importante del modelo VEC se refiere a la interpretación del parámetro  $\alpha_3$ , que da cuenta de cómo la diferencia entre los dos precios (el interno y el internacional ajustado por el tipo de cambio) es eliminada en cada período posterior, efecto que se conoce como corrección de error o velocidad de ajuste.

El coeficiente de plazo corto puede tomar cualquier valor, pero el de corrección de error debe estar entre 0 y 2 en valor absoluto. Entre más cerca esté el último a la unidad, mayor la velocidad de ajuste. Un valor simétrico con respecto a la unidad (por ejemplo 0.8 y 1.2) indica que la velocidad de ajuste es la misma, pero que la trayectoria difiere (monótona en el primer caso y oscilatoria en el segundo (Baffes y Ajwad 1998). La convergencia a plazo largo requiere, de forma necesaria y suficiente, que  $\alpha_3$  sea significativamente diferente de cero, sin ninguna condición sobre el parámetro  $\alpha_2$ .

El modelo VEC es útil porque sus parámetros, o una función de éstos, tienen una interpretación directa en términos de los nexos entre los precios. El modelo ayuda a determinar si la ley de un solo precio funciona en determinado mercado y, además, saber a qué velocidad un precio interno se ajusta a cambios en el externo. De esta manera, si  $n$  es el período en el cual un porcentaje  $k$  de ajuste toma lugar (Baffes y Ajwad 1998), muestran que el ajuste acumulado en el período  $n$  es dado por:  $k = 1 - (1 - \alpha_2)(1 - \alpha_3)^n$ . Es posible resolver para  $n$  la expresión anterior y queda:

In (2),  $f_t = s_t + p_t^*$  and  $z_t = p_t + s_t$  in which:  $p_t$ ,  $p_t^*$  and  $s_t$  indicate, respectively, the price of coffee in Mexico, the international price logarithm, and the Mexico-USA nominal exchange rate.

Within the VEC methodology framework, the stationarity of the differential ( $p_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}$ ) implies than an error-correction mechanism (ECM) exists and therefore  $\alpha_2$  must be significantly different from zero (Baffes and Ajwad, 1998). In this model,  $\alpha_2$  is interpreted as transmission to internal price, derived from a change in international price adjusted according to the exchange rate within the first period, an effect known as short-term effect. The most important feature of the VEC model is related to the interpretation of the  $\alpha_3$  parameter, which accounts for the way in which the difference between the two prices (internal and international adjusted according to the exchange rate) is eliminated in each subsequent period, an effect that is known as error-correction or adjustment speed.

The short-term coefficient can take any value, but the error-correction value must have a 0 to 2 absolute value. As the latter is closer to the unit, adjustment speed will be greater. A symmetrical value with regard to the unit (e.g., 0.8 and 1.2) indicates that the adjustment speed is the same, but with different trajectories (monotonous, in the first case; oscillatory, in the second case) (Baffes and Ajwad, 1998). Long-term convergence requires that  $\alpha_3$  must sufficiently differ from zero, without any condition above the  $\alpha_2$  parameter.

The VEC model is useful because its parameters —or one of their functions— are directly interpreted in terms of the links between prices. The model helps to determine if the law of one price works in a given market and, additionally, to find out at which speed does the internal price adjusts to external changes. Therefore, if  $n$  is the period in which an adjustment  $k$  percentage takes place (Baffes and Ajwad, 1998), the adjustment accumulated in the  $n$  period is given by:  $k = 1 - (1 - \alpha_2)(1 - \alpha_3)^n$ . In the previous expression,  $n$  can be solved as follows:

$$n = \frac{\log(1 - k) - \log(1 - \alpha_2)}{\log(1 - \alpha_3)} \quad (3)$$

Equation (3) is interpreted as the number of periods required to achieve a certain percentage of  $k$  adjustment.

## RESULTS AND DISCUSSION

According to the results of the ADF and PP unit root tests, the series of domestic and international prices of coffee are not stationary. T-statistic values do not allow us to reject the null hypothesis of a



$$n = \frac{\log(1-k) - \log(1-\alpha_2)}{\log(1-\alpha_3)} \quad (3)$$

La ecuación (3) se interpreta como el número de periodos requeridos para alcanzar un cierto porcentaje de ajuste  $k$ .

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

De acuerdo con los resultados obtenidos en las pruebas de raíz unitaria ADF y PP, las series de precio doméstico e internacional del café son no estacionarias. Los valores del estadístico-t no permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria al 95 % de confianza (Cuadro 1). Este resultado sustentó el uso de la técnica de cointegración para estimar la relación entre los precios internacionales del café y los correspondientes nacionales. El análisis de los residuales para los diferentes modelos estimados (uno para cada subperiodo) muestra que los coeficientes tienen valores negativos y son estadísticamente significativos, es decir, los precios nacional e internacional están cointegrados (existe una relación de equilibrio de largo plazo) (Enders, 2003).

La prueba de Zivot y Andrews revela que la serie completa (1981:01-2014:12) muestra cambio estructural en varios periodos, por lo que para el análisis, ambas series se dividieron en varios subperiodos. Un cambio estructural en el precio internacional ocurrió

unit root with a 95% confidence interval (Table 1). This result upheld the use of the cointegration technique to calculate the relationship between the international and domestic prices of coffee. Residual analysis of the various models calculated (one per each sub-period) show that coefficients have negative values and are statistically significant, *i.e.*, that domestic and international prices are cointegrated (there is a long-term equilibrium relationship) (Enders, 2003).

The Zivot-Andrews test reveals that there were structural changes in several periods during the complete series (1981:01-2014:12); both series were divided in several subperiods. An structural change in international prices took place in 1986, 1994, 2000, and 2010, and —except in 1994— structural change in the price series in Mexico occurred on the same dates, with a 2-3 months difference (Table 1).

Coffee production and exportation were regulated in Mexico from 1960 to 1989, a period set apart by the stability of prices and growers' income. INMECAFE was deregulated and privatized in 1989, completing the structural change plan that started in Mexico in 1983 (Salinas, 2000).

Coffee suffered its first major price drop in 1985, remained stable until 1992, and was high from 1992 to 1997. Low prices were temporarily recorded in the international market from 1998 to 1999 (150-85 dollars per 100 pounds of “other

**Cuadro 1. Raíz unitaria y cambio estructural en series de precios, 1981-2014.**  
**Table 1. Unit root and structural changes in price series, 1981-2014.**

Periodos analizados	Retraso óptimo	Prueba ADF <sup>†</sup>	Prueba Z(rho) de PP <sup>‡</sup>	Fecha de cambio estructural	Prueba Zivot-Andrews <sup>§</sup>
Precio internacional (1981:12-2014:12)	5	-1.992	-12.534	2000m02	-4.275
Precio internacional (2000:02-2014:12)	10	-2.839	-13.032	2010m11	-4.256
Precio internacional (1981:01-1999:12)	1	-2.142	-14.692	1994m5	-4.777
Precio internacional (1981:01-1994:04)	1	-1.992	-11.339	1986m09	-4.573
Precio internacional (1994:06-2012:12)	3	-1.547	-6.422	2000m09	-4.589
Precio en México (1981:01-2014:012)	14	-1.966	-4.249	1986m12	-3.589
Precio en México (1987:01-2014:12)	13	-3.023	-10.628	2000m12	-4.178
Precio en México (2000:02-2014:12)	2	-2.452	-12.674	2002m12	-4.25
Precio en México (2003:01-2014:12)	2	-3.171	-17.982	2005m12	-4.971
Precio en México (2006:01-2014:12)	3	-3.269	-18.883	2010m12	-5.003

<sup>†</sup>Valor crítico de la prueba ADF al 95 % de confianza: -3.425. <sup>‡</sup>Valor crítico de la prueba Phillips-Perron al 95 % de confianza: -21.406. <sup>§</sup>Valor crítico de la prueba Zivot-Andrews al 95 % de confianza: -5.08. <sup>¶</sup>Critical value of ADF test at 95 % confidence interval: -3.425. <sup>¶</sup>Critical value of Phillips-Perron test at 95 % confidence interval: -21.406. <sup>§</sup>Critical value of Zivot-Andrews test at 95 % confidence interval: -5.08.

en 1986, 1994, 2000 y 2010, y excepto en 1994, en estas mismas fechas, con una diferencia de dos o tres meses, se produce cambio estructural en la serie del precio de México (Cuadro 1).

La producción y exportación de café fueron reguladas en México de 1960 a 1989, periodo caracterizado por estabilidad de los precios y de los ingresos de los productores. La desregulación y desincorporación de INMECAFE fue en 1989, lo cual completó el esquema de cambio estructural iniciado en México, en 1983 (Salinas, 2000).

El precio del café tuvo la primera caída importante en 1985, se mantuvo hasta 1992, y fue alto de 1992 a 1997. Una situación transitoria de precios bajos se registró en el mercado internacional de 1998 a 1999 (150 a 85 dólares por 100 libras de “otro suaves”), a lo cual siguieron cotizaciones elevadas desde 2002 debido al clima, lo cual redujo la oferta y aumentó la demanda y llevó a otro cambio estructural en el mercado internacional y después en el mercado nacional.

### Transmisión del precio y velocidad de ajuste

El análisis de los resultados muestra que en el periodo de 1981:01 a 2014:12 la elasticidad de transmisión del precio internacional al precio nacional fue 0.13, y que ante un movimiento en los precios internacionales, los precios nacionales tomaron 24 periodos en retornar a su nivel de equilibrio o tendencia de largo plazo. La elasticidad ( $\alpha_2$ ) indica que la transmisión de precios se modificó de forma creciente a través del periodo estudiado: de 0.39 entre 1981 a 1986 hasta 0.67 de 2000 a 2012 (Cuadro 2).

Los resultados mencionados son consistentes con lo reportado por Krivonos (2004), quien estudió la

softs”), which was followed by high prices since 2002, as a result of weather, which reduced offer and increased demand and led to another change in the international market and, subsequently, in the domestic market.

### Price transmission and adjustment speed

According to the results’ analysis, during the 1981:01-2014:12 period, the transmission elasticity from international prices to domestic prices amounted to 0.13, and that, in face of a movement in international prices, domestic prices needed 24 periods to return to their equilibrium level or long-term trend. Elasticity ( $\alpha_2$ ) indicates that price transmission was increasingly modified throughout the period under study; from 0.39 (1981-1986) up to 0.67 (2000-2012) (Table 2).

The above-mentioned results are consistent with the findings of Krivonos (2004) who studied price transmission between international and domestic coffee markets, including Mexico, using price data provided by the International Coffee Organization (ICO), and an error-correction model. Krivonos found that price transmission increased after 1993 (when the market was liberalized), whereas economic interventionism policies were in place before that year; meanwhile, price transmission elasticity decreased in the periods before (0.28) and after (0.44) the liberalization of the coffee market. In our study, we calculated that, before and after the reforms, values were 0.35 and 0.61. A possible explanation for these differences is that —although both studies use the same international price— the price received by growers is different.

**Cuadro 2. Relación de corto y largo plazo entre México y Estados Unidos.**  
**Table 2. Short- and long-term Mexico-USA relationship.**

Periodo	Número de observaciones	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup> ajustada	DW <sup>†</sup>	95 % de ajuste
1981:01- 2014:12	407	0.134	-0.123	0.195	2.166	23.893
1981:01-1986:12	60	0.394	-0.073	0.144	2.303	32.773
1987:01-1994:05	89	0.531	-0.18	0.116	2.412	11.282
1994:06-2000:01	141	0.581	-0.317	0.136	2.308	5.576
2000:02-2010:11	131	0.671	-0.324	0.133	2.307	4.812
2010:11-2014:12	61	0.598	-3.322	0.141	2.131	5.566

<sup>†</sup>Estadístico de Durbin-Watson. Fuente: Elaborado con datos de SIAP-SAGARPA y la Organización Internacional del Café (ICO) ❖

<sup>†</sup>Durbin-Watson statistic. Source: Data from SIAP-SAGARPA and International Coffee Organization (ICO).

transmisión de precios entre el mercado internacional del café y mercados nacionales, incluso México, usando datos de precios de la Organización Internacional del Café (ICO, por sus siglas en inglés) y un modelo de corrección de errores. Él encontró que la transmisión de precios antes de 1993 (con políticas de intervención estatal) era menor que después de ese año (liberalización del mercado), mientras que las elasticidades de transmisión del precio fueron menores para el periodo previo (0.28) y el posterior (0.44) a la liberalización del mercado del café. En nuestro estudio los valores estimados fueron 0.35 y 0.61 para los periodos antes y después de las reformas. Una posible explicación de las diferencias es que el precio internacional en ambos estudios es el mismo, pero el precio recibido por los productores es diferente.

La principal coincidencia en ambos estudios es que para el café, los movimientos de los precios internacionales tienen una influencia importante en los precios nacionales. Este resultado es similar al de Mundlak y Larson (1992) quienes realizaron un análisis empírico con datos de FAO para 58 países utilizando VEC y encontraron que los movimientos de los precios mundiales son el principal factor explicativo de las variaciones en los precios internos; los movimientos del precio internacional explican 68 % de las variaciones domésticas.

La velocidad de ajuste de los precios internos ante cambios en el precio externo está dada por el coeficiente  $\alpha_3$ . Al inicio del periodo la velocidad de ajuste fue baja para los dos subperiodos anteriores a 1994, identificados como de intervención gubernamental en el mercado, y aumentó de forma creciente en los tres periodos después de 1994, lo cual indica que el precio doméstico dependió cada vez más del precio internacional. Este resultado no coincide el de Krivonos (2004), de que la velocidad de ajuste entre los dos periodos analizados cambió de  $-0.18$  a  $-0.14$  *versus* nuestros resultados de  $0.18$  a  $0.32$  que y además son consistentes con la teoría económica según la cual una transmisión de precios alta está relacionada con una velocidad de ajuste alta, y éstas se relacionan con mercados más eficientes (Barret, 2001).

El tiempo necesario para completar el retorno a la situación de equilibrio de largo plazo tuvo una modificación paulatina desde 1994. En el periodo de intervención estatal en los precios del café, los precios nacionales requirieron entre 11 y 32 periodos para

The main coincidence between both studies is that movements in international prices have a significant influence in the domestic prices of coffee. This result is similar to the one obtained by Mundlak and Larson (1992) who carried out an empiric analysis in 58 countries, using FAO's data and VEC, and found out that global price movements are the main factor that explains internal price variations: international price movements account for 68 % of domestic variations.

The speed at which internal prices adjust to changes in external prices is given by the  $\alpha_3$  coefficient. At the start of the period, adjustment speed was low during the two sub-periods prior to 1994—characterized by economic interventionism—and it constantly increased during the three periods after 1994; this indicates that domestic price was increasingly dependent on international price. This result does not agree with that of Krivonos' (2004): while he concluded that adjustment speed between the periods analyzed changed from  $-0.18$  to  $-0.14$ , our results show that they changed from  $0.18$  to  $0.32$ . Additionally, our results are consistent with economic theory, according to which high price transmission is related to high adjustment speed, and that the latter is related to more efficient markets (Barret, 2001).

The time required to fully return to the long-term equilibrium situation underwent a gradual modification since 1994. In the period of economic interventionism in coffee prices, domestic prices required 11-32 periods to complete their adjustment, while in the liberalization period, it was reduced up to five periods (Table 2).

Using cointegration analysis, several studies found out that, once the quota period came to its end, the domestic price of coffee became more sensitive to changes in international prices, during the trade liberalization period (after the export quota system was abolished). Additionally, an international price shock had more persistent impact during the quota period, with regard to the post-abolition period (Lee and Gómez, 2013; Mofya-Mukuka and Abdulai, 2013; Worako *et al.*, 2008; Krivonos, 2004).

The proportion of the price paid to coffee growers to the global price of coffee increased during the reform period (Worako *et al.*, 2008; Krivonos, 2004), which implies that commercialization margins for growers increased in the countries analyzed in these studies. In Mexico, the proportion of the average

completar su ajuste, pero en el periodo de liberalización se redujo hasta cinco periodos (Cuadro 2).

En varios estudios con análisis de cointegración se encontró que el precio doméstico del café fue más sensible a los cambios en los precios internacionales durante el periodo de liberalización comercial (abolición del sistema de cuotas de exportación), respecto al periodo de cuotas. Además, un choque en los precios internacionales tuvo impactos más persistentes durante el periodo de cuotas, respecto al periodo posterior (Lee y Gómez, 2013; Mofya-Mukuka y Abdulai, 2013; Worako *et al.*, 2008; Krivonos, 2004).

La proporción del precio del café al productor en el precio del café mundial aumentó durante el periodo de reformas (Worako *et al.*, 2008; Krivonos, 2004), lo cual implica que el margen de comercialización al productor aumentó en los países analizados en esos estudios. En México, la proporción del precio medio rural del café en el precio internacional fue 1.04 en el periodo de estabilización de precios (control de precios) y 0.83 en el periodo de liberalización de precios.

El proceso de liberalización comercial no contribuyó a mejorar las señales del mercado del café en México, por lo cual los productores mexicanos obtienen un margen menor respecto al precio internacional del café, en términos absolutos y relativos. Esto se puede deber a la falta de un sistema de información de mercado adecuado, la falta de acceso al crédito, los costos altos de comercialización (principalmente transporte), y los costos altos de transacción relacionados con la búsqueda de compradores y para hacer valer los contratos (AMECAFE, 2014).

La elasticidad precio de la demanda inelástica para el café significa que la caída en los precios internacionales conduce a menores ganancias por exportación (Hallam, 2004). En este sentido, el impacto de la variabilidad de los precios internacionales sobre los precios domésticos depende del tipo y de la velocidad de transmisión de precios. Este conocimiento permite diseñar medidas más efectivas de estabilización de precios o de acciones para mitigar los efectos negativos de la variabilidad de los precios internacionales.

En todos los modelos, los coeficientes fueron significativos ( $p \leq 0.05$ ). Los supuestos del modelo se verificaron para confiar en los resultados de las regresiones realizadas. La prueba de Portmanteau (Box y Pierce, 1970) no rechazó la hipótesis nula de normalidad (probabilidad de  $\text{Chi}^2 = 0.285$ ). Sobre

rural price of coffee to the international price was 1.04, during the price stabilization period (price control), and 0.83, during the price liberalization period.

The trade liberalization process did not contribute to the improvement of signals in the Mexican coffee market and, therefore, Mexican growers obtain a lesser margin with regards to the international price of coffee, in both absolute and relative terms. This may be the result of the lack of an appropriate market intelligence system, the lack of access to credit, the high commercialization costs (mainly transportation), and the high costs of transactions related to the search for buyers and the enforcement of contracts (AMECAFE, 2014).

The elasticity of the non-elastic demand price of coffee means that a drop in international prices leads to a decrease in exportation profits (Hallarn, 2004). In this sense, the impact of the variability of international prices on domestic prices depends on the kind and speed of price transmission. This information enables the design of more effective price stabilization measures or of measures that mitigate the negative effects of variability on international prices.

Coefficients were significant in all models ( $p \leq 0.05$ ). The model's assumptions were verified, in order to trust in the results of the regressions that were carried out. The Portmanteau test (Box and Pierce, 1970) did not reject the null hypothesis of normality ( $\text{Chi}^2$  probability = 0.285). With regard to the presence of heteroscedasticity, the Breusch-Pagan test showed that the constant variance hypothesis ( $\text{Prob} \geq 0.083$ ) with a 5 % significance was not rejected. The ADF and PP tests showed that these are I (1) series. This fact indirectly proves the series' linearity assumption, since their first difference is stationary (average and constant variance).

This research empirically showed, for the first time, that the liberalization of coffee trade —characterized by the abolition of the export quota system— created a greater integration between the Mexican and the international markets. Likewise, it showed a long-term relationship between price series, diminished trade flows, and an increase in the adjustment speed of internal prices, in response to changes in international prices, which implies greater trade integration.

The results of our study implicitly match the conclusions of Zorya *et al.* (2014), Dawe (2009), and Timmer (2004): if the long-term trend of international

la presencia de heterocedasticidad, la prueba de Breusch-Pagan mostró que no se rechazó la hipótesis de varianza constante ( $\text{Prob} \geq 0.083$ ) al 5 % de significancia. Las pruebas de ADF y PP mostraron que las series son I (1). Este hecho indirectamente prueba el supuesto de linealidad de las series, debido a que éstas, en su primera diferencia son estacionarias (media y varianza constante).

Esta investigación mostró empíricamente, por primera vez, que la liberalización del comercio del café, caracterizado por la abolición del sistema de cuotas de exportación, generó una mayor integración del mercado mexicano al internacional. También mostró una relación de largo plazo entre las series de precios, menores flujos de comercio, y un aumento en la velocidad de ajuste de los precios internos en respuesta a los cambios en el precio internacional, lo que implica una mayor integración comercial.

Las implicaciones de los resultados de nuestro estudio están en la dirección señalada por Zorya *et al.* (2014), Dawe (2009), y Timmer (2004) de que si la tendencia a largo plazo de los precios internacionales se transmite de manera lenta e imperfecta a los mercados nacionales, los consumidores y los productores toman decisiones basadas en precios que no representan sus costos sociales y beneficios reales y cualquier desviación importante y sostenido entre los precios nacionales y los internacionales conduce a ineficiencias y pérdidas de bienestar social.

Los productores de café podrían beneficiarse de arbitraje especial y su ingreso podría aumentar con mejores oportunidades de comercio e incentivos para producir. El hecho de que la velocidad de ajuste aumentó en el periodo de liberalización significa que los productores y los comerciantes pueden tomar decisiones más eficientes. Movimientos de los precios al alza, al igual que las de 2007-2009, afectan a los consumidores mexicanos en la cadena de suministro (procesador y consumidores finales), pero los productores primarios podrían beneficiarse. Sin embargo, la transmisión imperfecta en algunas zonas rurales de México se mantiene debido a varios factores, que incluyen la información de mercado inadecuada y la infraestructura de comercialización que causan costos altos de transacción. Esto pudo impedir que los aumentos en los precios del grano, en 2011, se reflejasen por completo en el ingreso de los productores.

prices is slowly and imperfectly transmitted to domestic markets, consumers and growers take decisions based on prices that do not represent their actual social costs and benefits and any major and sustained deviation between domestic and international prices leads to social welfare inefficiencies and losses.

Coffee growers could benefit from special arbitrage and their income could be increased as a result of better trade opportunities and production incentives. As adjustment speed did in fact increase during the liberalization period, growers and traders can take more efficient decisions. Price increase movements —such as those of 2007-2009— affect Mexican consumers in the supply chain (processors and ultimate consumers), although primary growers may be benefited. However, several factors preserve the imperfect transmission in certain rural areas in Mexico, including inadequate market intelligence, and a trade infrastructure that causes high transaction costs. This could have been the cause that the grain price increases in 2011 were not fully reflected in growers' income.

## CONCLUSIONS

Exportation flows of Mexican coffee to the United States and other countries have experienced a downward trend, since the abolition of the export quota system, mainly explained by the constant drop in international and domestic prices, as well as the low production resulting from smaller yields per unit. The liberalization of Mexico's agricultural trade led to a greater integration of the Mexican market into the international market. A long-term relationship was identified between Mexican and international sets of prices, as well as an increased speed in which producer prices in Mexico adapt to changes in international prices. This implies that coffee growers without hedging instruments are vulnerable to changes in the international market.

The importance of the results of this study increases as price transmission becomes more complete and quick and it has immediate effects (5-6 months) on related market prices, such as the price of land, transportation, agricultural wages, and input prices.

—End of the English version—



## CONCLUSIONES

Los flujos de exportación de café de México hacia Estados Unidos y otros países han seguido una tendencia a la baja desde la abolición del sistema de cuotas de exportación, explicado principalmente por la disminución continua de los precios internacionales y nacionales, así como por la baja de la producción debido a menores rendimientos unitarios. La liberalización del comercio agrícola en México llevó a una mayor integración del mercado mexicano con el internacional. Una relación a largo plazo se identificó entre las series de precios de México y los internacionales y un aumento en la velocidad de ajuste de los precios al productor en México a los cambios en los precios internacionales. Esto implica que los productores de café sin instrumentos de coberturas son vulnerables a los cambios en el mercado internacional.

Los resultados de este estudio cobran relevancia a medida que la transmisión de los precios es más completa y rápida, y tiene efectos inmediatos (cinco a seis meses) sobre los precios de mercados relacionados, como los precios de la tierra, los del transporte, los salarios agrícolas, y el precio de los insumos.

## LITERATURA CITADA

- Akiyama, T., and P. Varangis. 1989. Impact of the International Coffee Agreement's Export Quota System on the World's Coffee Market. International Economics Department, World Bank WPS 4: 157-163.
- AMECAFE (Asociación Mexicana de la Cadena Productiva del Café). 2014. <http://amecafe.org.mx> (Consulta: Diciembre 2014).
- Baffes, J. 1991. Some further evidence on the law of one price: The law of one price still holds. *Amer. J. Agr. Econ.* 73: 1264-1273.
- Baffes, J., and M. I. Ajwad. 1998. Detecting price links in the world cotton market. *World Bank Policy Res. Paper* 1944: 1-36.
- Barrett, C. B. 2001. Measuring integration and efficiency in international agricultural markets. *Rev. Agr. Econ.* 23: 19-32.
- Barrett, C. B., and J. R. Li. 2002. Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis. *Amer. J. Agr. Econ.* 84: 292-307.
- Barrett, C. B., and M. F. Bellemare. 2011. Why food price volatility doesn't matter. *Foreign Affairs* 12: 1-3.
- Box, G. E., and Pierce, D. A. 1970. Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models. *J. Am. Statis. Assoc.* 65: 1509-1526. doi:10.1080/01621459.1970.10481180.
- Dawe, D. 2009. Price stabilization for staple foods: Costs and benefits, implications for modeling, and using trade policy as a safety net. Paper prepared for Meeting on Uncertainty and Price Volatility of Agricultural Commodities, Mouvement pour une organisation mondiale de l'agriculture, Paris, June. pp: 135-147.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller. 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *J. Amer. Statistical Assoc.* 74: 427-431.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 49: 1057-1072.
- Enders, W. 2003. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley and Sons (WIE), Second Edition. pp: 181-189.
- Engle, R. F., and B. S. Yoo. 1987. Forecasting and testing in cointegrated systems. *J. Econometrics* 35: 143-159.
- Engle, R. F., and C. W. J. Granger. 1987. Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica* 55: 251-276.
- Flores, M., A. Bratescu, J. O. Martínez, J. A. Oviedo, y A. Acosta. 2002. Centroamérica: El impacto de la caída de los precios del café. Serie estudios y perspectivas, Comisión Económica para América Latina (CEPAL): 1-83.
- Hallam D. 2004. Situación de los mercados de productos básicos. 2004. El descenso de los precios de productos básicos y la respuesta de la industria: algunas enseñanzas derivadas de la crisis internacional del café. FAO, 2004. <<http://www.fao.org/docrep/007/y5117s/y5117s03.htm>>. (Consulta: Diciembre 2014).
- Krivosos, E. 2004. The impact of coffee market reforms on producer prices and price transmission. *World Bank, WPS* 3358: 1-39.
- Lee, J., and M. I. Gómez. 2013. Impacts of the end of the coffee export quota system on international-to-retail Price transmission. *J. Agr. Econ.* 64: 343-362.
- Lence, S., and B. Falk. 2005. Cointegration, market integration, and market efficiency. *J. Int. Money Finance* 24: 873-890.
- McNew K. 1996. Spatial market integration: Definition, theory, and evidence. *Agr. Resource Econ. Rev.* 25: 1-11.
- Mofya-Mukuka, R., and A. Abdulai. 2013. Policy reforms and asymmetric price transmission in the Zambian and Tanzanian coffee markets. *Econ. Modell.* 35: 786-795.
- Mundlak, Y., and D. F. Larson. 1992. On the transmission of world agricultural prices. *World Bank Econ. Rev.* 6: 399-422. (Published by: Oxford University Press).
- Pérez, R. F. O. 2006. Modelación de la volatilidad y pronóstico del precio del café. *Rev. Ing.* 5: 45-58.
- Phillips, P. C. B., and P. Perron. 1988. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika* 75: 335-346.
- Ponte, S. 2002. The "Latte Revolution"? regulation, markets and consumption in the global coffee chain. *World Develop.* 30: 1099-1122.
- Salinas, C. E. 2000. Regulación y desregulación en el caso del café. *Análisis Econ.* 15:185-205.
- Sarris, A., P. Conforti, and A. Prakash. 2011. The use of organized commodity markets to manage food import price instability and risk. *Agr. Econ.* 42: 47-64.
- SIAP (Sistema de Información Agropecuaria y Pesquera) 2014. <http://www.siap.gob.mx/produccion-agropecuaria/>. (Consulta: Enero 2015).
- Timmer, C. P. 2004. Food Security in Indonesia: Current Challenges and the Long Term Outlook. Working Paper 48,

- Center for Global Development, Washington, DC. pp: 1-22.
- Varangis, P., P. Siegel, B. Lewin, y D. Giovannucci. 2002. Región centroamericana. La crisis cafetalera. Efectos y estrategias para hacerle frente. Banco Mundial, WPS 2993: 1-45.
- Vollrath, T. and C. Hallahan. 2006. Testing the integration of U.S. Canadian meat and livestock markets. *Can. J. Agr. Econ.* 54: 57-79.
- Worako, T. K., H. D. van Schalkwyk, Z. G. Alemu, and G. Ayele. 2008. Producer price and price transmission in a deregulated Ethiopian coffee market. *Agrekon* 47: 492-508.
- Zivot, E., and D.W. K. Andrews. 1992. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *J. Bus. Econ. Statist.* 10: 251-270.
- Zorya, S., S. V. Cramon-Taubadel, F. Greb, N. Jamora, C. Mengel, and N. Würriehausen. 2014. Price Transmission from World to local Grain Markets in Developing Countries. *Trade Policy and Food Security.* pp: 65-85.