

MOVIMIENTOS DEL TIPO DE CAMBIO Y COMERCIO DE MAÍZ ENTRE MÉXICO Y ESTADOS UNIDOS

EXCHANGE RATE MOVEMENTS AND THE MAIZE TRADE BETWEEN MEXICO AND THE UNITED STATES

José Luis Jaramillo-Villanueva

Colegio de Postgraduados, Campus Puebla. Boulevard Forjadores, núm. 205, Santiago Mo-
moxpan, San Pedro Cholula, Puebla; 72760 México. (jaramillo@colpos.mx).

RESUMEN

Para los flujos comerciales de maíz entre México y Estados Unidos los movimientos en la tasa de cambio son importantes, con algunas otras variables. Con el objetivo de contribuir con información relevante sobre el impacto de la tasa de cambio sobre el comportamiento de los flujos comerciales de maíz, en un contexto de subsidios a la producción, además de generar información relevante para la toma de decisiones de política económica. Para lo cual se analizó un modelo de maximización de la utilidad esperada y se estimó una función de demanda por importaciones de maíz a partir de un análisis de cointegración y un modelo vector de corrección de error (VCE). Los resultados mostraron que los cambios de la tasa de cambio real tienen efecto positivo sobre los flujos comerciales, en tanto que la volatilidad de la tasa de cambio ejerce un efecto negativo sobre dichos flujos. Los resultados de la prueba de hipótesis indicaron que tanto los cambios en la tasa de cambio real como la volatilidad tienen un efecto significativo sobre los flujos de comercio de maíz entre México y Estados Unidos.

Palabras clave: tasa de cambio, volatilidad de la tasa de cambio, comercio agroalimentario, análisis de cointegración.

INTRODUCCIÓN

En México, las exportaciones e importaciones crecieron en volumen y en valor desde el inicio de la apertura comercial de la economía mexicana. Desde la década 1990's las exportaciones mexicanas totales pasaron de 1 590 820 millones

ABSTRACT

For maize trade flows between Mexico and the United States, movements in the exchange rate are important, along with some other variables. With the objective to contribute with relevant information on the impact of the exchange rate on the maize trading flows behaviour, in a context of production subsidies; As well as to generate relevant information for economic policy decision making, an expected utility maximization model was analyzed, and a demand function was estimated for maize imports within a cointegration analysis and a vector error correction model (VCE). Results showed that changes in the real exchange rate have a positive effect on trade flows, while exchange rate volatility poses a negative effect on trade flows. The results of the hypothesis test indicated that both changes on the real exchange rate and on volatility have a significant effect on maize trading flows between Mexico and the United States.

Key words: exchange rate, exchange rate volatility, agricultural and food trade, cointegration analysis.

INTRODUCTION

In Mexico, exports and imports have grown in volume and value since the beginning of the commercial opening of the Mexican economy. Since the 1990's, total Mexican exports increased from 79 541 million USD (1 590 820 million MXN pesos) in 1995 to 460 704 million USD (9 214 080 million MXN pesos) in 2019. Similarly, imports changed from 72.453 million USD (1 449 060 million MXN pesos) to 455 295 millones USD (9 105 900 million MXN pesos) for the same period (Secretaría de Economía, 2021). The argument is that the exchange rate played an important role in the performance of Mexican trade (Asteriou *et al.*,

* Autor para correspondencia ♦ Author for correspondence.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8179-6351>

Recibido: octubre, 2020. Aprobado: noviembre, 2021.

Publicado en Agrociencia 55: 627-643. 2021.

de pesos MXN (79 541 millones dólares USD) en 1995 a 9 214 080 millones de pesos MXN (460 704 millones dólares USD) en 2019. De manera similar, las importaciones pasaron de 1 449 060 millones de pesos MXN (72.453 millones dólares USD) a 9 105 900 millones de pesos MXN (455 295 millones dólares USD) para el mismo período (Secretaría de Economía, 2021). El argumento es que el tipo de cambio tuvo una función importante en el desempeño del comercio mexicano (Asteriou *et al.*, 2016). Acerca del comercio agrícola entre Estados Unidos y México, algunos estudios enfatizan la importancia de la liberalización comercial en el aumento de las exportaciones e importaciones; en tanto que otros resaltan la función de las variaciones del tipo de cambio en el desempeño del comercio mexicano (Mora-Flores *et al.*, 2003). Desde el establecimiento en 1995 del sistema de cambio flotante en México, el tipo de cambio México-Estados Unidos se caracteriza por períodos de volatilidad alta que pueden influir en los flujos comerciales agroalimentarios entre los dos países (Sheldon *et al.*, 2013).

La producción de maíz en México es la actividad más importante del sector agrícola; 27% de la tierra cosechada se dedica a este cultivo y 82% de las unidades de producción rural siembran maíz como cultivo principal (SAGARPA, 2012). La producción de maíz aumentó de 17.2 a 27.7 millones de (toneladas) Megagramos (Mg) en el periodo de 1995 a 2019, un incremento de 58%, atribuible al acrecentamiento de los rendimientos (SIAP, 2020). En específico del maíz amarillo, la producción aumento de 228.3 mil Mg en el año 2000 a 1.061 millones Mg en 2004, y a 2.95 millones Mg en 2020. Lo cual representa un aumento del 277%, atribuible tanto al aumento de la superficie como de los rendimientos. La superficie cultivada incrementó de 259 mil ha en 2004 a 508.5 mil ha en 2020, mientras los valores de rendimiento aumentaron de 4.1 a 5.8 Mg por hectárea (Mg ha^{-1}) en el mismo periodo.

Las importaciones mexicanas de maíz amarillo mostraron una tendencia creciente de 1995-2019, con una tasa de crecimiento anual del 12.7%. Estos incrementos ocurrieron a pesar de la tendencia de aumento en la producción nacional, tanto de maíz amarillo como de maíz blanco; la tasa de crecimiento promedio anual de la producción en México, del maíz blanco fue de 2.33%, mientras que la del maíz amarillo fue del 16.9%, en el periodo 1995-2020 (USDA, 2020; SIAP, 2020).

2016). In regard to agricultural trade between the United States and Mexico, some studies emphasize the importance of trade liberalization in increasing exports and imports; whereas others highlight the role of exchange rate variations in Mexican trade performance (Mora-Flores *et al.*, 2003). Since the floating exchange rate system was established in Mexico in 1995, the U.S.-Mexico exchange rate is characterized by periods of high volatility that can influence agricultural and food trade flows between the two countries (Sheldon *et al.*, 2013).

Maize production in Mexico is the most important activity in the agricultural sector; 27% of harvested land is dedicated to this crop and 82% of rural production units plant maize as their main crop (SAGARPA, 2012). Maize production increased from 17.2 to 27.7 million (tons) Megagrams (Mg) in the period from 1995 to 2019, an increase of 58%, attributable to increased yields (SIAP, 2020). Specifically, for yellow maize production increased from 228.3 thousand Mg in 2000 to 1.061 million Mg in 2004, and to 2.95 million Mg in 2020. This represents an increase of 277%, attributable to both the increase in area and yields. Cultivated area increased from 259 thousand ha in 2004 to 508.5 thousand ha in 2020, while yield values increased from 4.1 to 5.8 Mg per hectare (Mg ha^{-1}) in the same period.

Mexican imports of yellow maize showed an increasing trend from 1995-2019, with an annual growth rate of 12.7%. These increases occurred despite the increasing trend in domestic production of both yellow and white maize; the average annual growth rate of white maize production in Mexico was 2.33%, while that of yellow maize was 16.9%, in the 1995-2020 period (USDA, 2020; SIAP, 2020).

In regard to sorghum, domestic production went from 4.2 million Mg in 1995 to 4.6 million Mg in 2019, with an average growth rate of 2.7% in the previous period. On the other hand, imports decreased from 2.1 to 1.4 million Mg, which represents a negative average annual growth rate of -0.81% in the same period.

Maize and sorghum are tradable products; therefore, variations in production and consumption trends have their origin in changes in international prices (Basurto and Escalante, 2015). The price of maize decreased from 1990 to 2006 and from 2007 to 2012 increased dramatically from USD 100 (2100 MXN) to USD350 (7350 MXN) per Mg (USDA,

Respecto al sorgo, la producción nacional pasó de 4.2 millones Mg en 1995 a 4.6 millones Mg en 2019, con una tasa de crecimiento promedio de 2.7% en el periodo anterior. Por su parte las importaciones decrecieron 2.1 a 1.4 millones Mg, lo cual representa una tasa negativa de crecimiento promedio anual de -0.81% en el mismo periodo.

El maíz y sorgo son productos comercializables, por ello las variaciones en las tendencias de producción y consumo tienen su origen en cambios en los precios internacionales (Basurto y Escalante, 2015). El precio del maíz disminuyó de 1990 a 2006 y de 2007 a 2012 aumentó de manera drástica al pasar de 2100 MXN (100 USD) a 7350 MXN (350 USD) por Mg (USDA, 2020). El precio del maíz, el ingreso y el precio de productos relacionados intervienen en la determinación de la demanda del producto final. Dado que el maíz y el sorgo son los componentes principales (en volumen) de los alimentos concentrados para la industria pecuaria, la demanda de ambos granos aumentó en las dos décadas recientes.

La literatura sobre los efectos de los movimientos de la tasa de cambio sobre el comercio agrícola internacional se centra en conocer si la tasa de cambio y su volatilidad explican los flujos comerciales agrícolas (Erdem *et al.*, 2010; Bahmani-Oskooee *et al.*, 2012), y proporciona evidencia de que el tipo de cambio tiene un efecto significativo sobre los flujos de comercio (Bahmani-Oskooee *et al.*, 2009; Moslares y Ekanayake, 2015). Sin embargo, en el caso del comercio agrícola entre México y Estados Unidos respecto al propósito de esta investigación, no se hallaron datos publicados. Por lo tanto, es relevante determinar en contexto en qué medida los cambios en la tasa de cambio y su volatilidad contribuyeron al comportamiento del comercio agrícola mexicano durante las décadas recientes.

Los estudios empíricos sobre los movimientos del tipo de cambio y el comercio agroalimentario en general no consideran los efectos posibles de la volatilidad de la tasa de cambio o se centran en efectos de corto plazo. Además, se enfocan en el comercio agregado y no en el de productos agrícolas específicos. Para abordar las limitaciones anteriores, esta investigación incorporó medidas de la volatilidad del tipo de cambio en las ecuaciones econométricas de comercio de un producto agrícola individual. Estas funciones se estimaron con análisis de cointegración para generar pronósticos de efectos a largo plazo de

2020). The price of maize, income, and the price of related products all play a role in determining the demand for the final product. Since maize and sorghum are the major components (by volume) of concentrate feeds for livestock industry, gross demand for both grains increased in the last two decades.

The literature on the effects of exchange rate movements on international agricultural trade focuses on whether the exchange rate and its volatility explain agricultural trade flows (Erdem *et al.*, 2010; Bahmani-Oskooee *et al.*, 2012), and provides evidence that the exchange rate has a significant effect on trade flows (Bahmani-Oskooee *et al.*, 2009; Moslares and Ekanayake, 2015). However, in the case of agricultural trade between Mexico and the United States within the aim of this research, no published data were found. Therefore, it is relevant to determine in context to what extent changes in the exchange rate and its volatility contributed to the behavior of Mexican agricultural trade during the latter decades.

In general, empirical studies on exchange rate movements, or agricultural and food trade do not consider the possible effects of exchange rate volatility nor emphasize the short-term effects. In addition, they focus on aggregate trade and not on the trade of specific agricultural products. To address the above limitations, this research incorporated measures of the volatility in the exchange rate into econometric trade equations for an individual agricultural commodity. These functions were estimated with cointegration analysis to generate forecasts of long-term effects of exchange rate changes and volatility on the maize imports of Mexico. The long-term effects were then estimated with an error correction model (MCE).

MATERIALS AND METHODS

An expected utility maximization model involving a single product (maize) and two countries (Mexico and the United States) was used to investigate the theoretical relationships among trade flows and a set of explanatory variables. The direction of the effects of the explanatory variables on import demand was obtained with comparative statics. This was followed by the empirical specification of Mexico's demand function for maize imports from the United States.

In this model, production theory was used to derive the import demand function by treating imports as inputs to technology. The assumption was that companies maximizing

las variaciones del tipo de cambio y su volatilidad en las importaciones de maíz de México. Luego, los efectos de largo plazo se estimaron con un modelo de corrección de error (MCE).

MATERIALES Y MÉTODOS

Un modelo de maximización de la utilidad esperada que involucró un solo producto (maíz) y dos países (México y Estados Unidos) se utilizó para investigar las relaciones teóricas entre los flujos comerciales y un conjunto de variables explicativas. La dirección de los efectos de las variables explicativas sobre la demanda por importaciones se obtuvo con estática comparativa. A esto le siguió la especificación empírica de la función de demanda de México por importaciones de maíz proveniente de Estados Unidos.

En este modelo, la teoría de la producción se utilizó para derivar la función de demanda por importaciones al tratar éstas como insumos de la tecnología. El supuesto es que empresas que maximizan la ganancia y que operan bajo competencia perfecta en los mercados de productos e insumos toman decisiones de importación y exportación. Luego las importaciones se utilizan junto con los insumos nacionales para obtener producción que se pueden absorber en el país o exportar. La demanda por importaciones bajo incertidumbre del tipo de de cambio siguió el enfoque clásico de Appelbaum y Kohli (1997).

Es decir, sea $q=f(X_L, X_M, K)$ una función de producción neoclásica, donde X_L es el insumo mano de obra, X_M es la cantidad de insumo importado necesario para producir la cantidad q y K es el capital. Las fuentes de riesgo son entonces el tipo de cambio (TC) y su volatilidad. Por lo tanto, el TC es una variable aleatoria y por implicación también lo son el precio internacional y los beneficios. El problema de maximización de beneficios de la empresa se representa en la ecuación (1).

$$\text{Max}_{X_L, X_M, K} \left\{ E \left[U \left[(\bar{R} + \theta_1) P \cdot f(X_L, X_M, K) - W_L X_L - (\bar{R} + \theta_M) W_M X_M - W_K K \right] \right] \right\} \quad (1)$$

donde $R = \bar{R} + \theta_i$ es el precio de la divisa para importaciones (moneda extranjera) y θ es una variable aleatoria distribuida según la función de densidad $g(\theta)$, con $E(\theta)=0$, (de modo que $E(R) = \bar{R}$) y $\text{Var}(R) = \text{Var}(\theta) = \sigma^2$). El supuesto es que $U'(\cdot)$ es una función de utilidad del tipo Von-Newman-Morgestern con $U'(\cdot) > 0$. La solución al problema de la empresa define la función de utilidad (dual) indirecta (esperada) V se representa en la ecuación (2) como:

profit and operating under perfect competition in products and inputs markets are those making import and export decisions. Imports are then used, together with domestic inputs, to obtain outputs that can be absorbed domestically or exported. Import demand under exchange rate uncertainty followed the classical approach of Appelbaum and Kohli (1997).

That is, let $q=f(X_L, X_M, K)$ be a neoclassical production function, where X_L is the labor input, X_M is the quantity of imported input needed to produce quantity q and K is capital. The sources of risk are then, the exchange rate (TC) and its volatility. Therefore, the TC is a random variable and consequently, so they are the international price and profits. The profit maximization problem of a given company is represented in equation (1).

$$\text{Max}_{X_L, X_M, K} \left\{ E \left[U \left[(\bar{R} + \theta_1) P \cdot f(X_L, X_M, K) - W_L X_L - (\bar{R} + \theta_M) W_M X_M - W_K K \right] \right] \right\} \quad (1)$$

where $R = \bar{R} + \theta_i$ is the currency price for imports (foreign currency) and θ is a random variable distributed according to the density function $g(\theta)$, with $E(\theta)=0$, (so that $E(R) = \bar{R}$) and $\text{Var}(R) = \text{Var}(\theta) = \sigma^2$). The assumption is that $U'(\cdot)$ is a utility function of the Von-Newman-Morgestern type with $U'(\cdot) > 0$. The solution to the problem of a company defines the indirect (expected) utility (dual) function V , represented in equation (2) as:

$$\text{Max}_{y,x} E \{ U [(\bar{R} + \theta_1) P \cdot y - W_L X_L - (\bar{R} + \theta_M) W_M X_M - W_K K] : y \leq F(x) \} \equiv V(w, P, \bar{R}, \theta, \rho) \quad (2)$$

where ρ represents higher moments of $g(\theta)$ and the random variable θ is continuous and convex to the moments. Demonstrations of the above can be found in Appelbaum and Kohli (1997). The company supply and demand functions were obtained from the indirect expected utility function (2) by applying the envelope theorem:

$$\frac{\partial V}{\partial w_i} = - E[U'(\pi)] \cdot x_i \quad y \quad \frac{\partial V}{\partial P} = - E[U'(\pi)] \cdot y$$

Therefore, the input demand for import and the supply functions of a company are given by (3) and (4).

$$x_i = \frac{\partial V}{\partial w_i} / \frac{\partial V}{\partial w_K} y \quad (3)$$

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{y,x} E\{U[(\bar{R} + \theta_1)P \cdot y - W_L X_L - (\bar{R} + \theta_M)W_M X_M - W_K K] : \\ & y \leq F(x)\} \equiv V(w_i, P, \bar{R}, \theta_1, \rho) \end{aligned} \quad (2)$$

donde ρ representa momentos superiores de $g(\theta)$ y la variable aleatoria θ es continua y convexa a los momentos. Las demostraciones a lo anterior se pueden consultar en Appelbaum y Kohli (1997). La función de oferta y demanda de la empresa se obtuvo a partir de la función de utilidad esperada indirecta (2) aplicando el teorema de la envolvente:

$$\frac{\partial V}{\partial w_i} = -E[U'(\pi)] \cdot x_i \quad y \quad \frac{\partial V}{\partial P} = -E[U'(\pi)] \cdot y$$

Por lo tanto, las funciones de demanda por importaciones de insumos y de oferta de la empresa están dadas por (3) y (4).

$$x_i = \frac{\partial V}{\partial w_i} / \frac{\partial V}{\partial w_K} y \quad (3)$$

$$y = \frac{\partial V}{\partial P} / \frac{\partial V}{\partial w_K} \quad (4)$$

Al maximizar la utilidad esperada, las condiciones de primer orden obtenidas son (5) y (6).

$$EU'(\pi)[(\bar{R} + \theta_1)P \cdot f_L(X_L, X_M, K) - W_L] = 0 \quad y \quad (5)$$

$$EU'(\pi)[(\bar{R} + \theta_1)P \cdot f_M(X_L, X_M, K) - (\bar{R} + \theta_M)W_M] = 0 \quad (6)$$

Las condiciones anteriores se pueden reescribir como en (7) y (8):

$$(\bar{R} + \theta_1)P \cdot f_L(X_L, X_M, K) = W_L \quad (7)$$

$$(\bar{R} + \theta_1)P \cdot f_M(X_L, X_M, K) = (\bar{R} + \theta_M) \cdot W_M \quad (8)$$

El término $(\bar{R} + \theta_M) \cdot W_M$ es el costo marginal de las importaciones y θ_M representa el costo marginal de la incertidumbre. De (8) se deduce que la presencia de incertidumbre haría que el valor del producto marginal de las importaciones se desvíe del costo marginal esperado de los productos importados. Bajo aversión al riesgo, θ es positivo, por lo que el valor del producto marginal de las importaciones excederá su precio esperado de

$$y = \frac{\partial V}{\partial P} / \frac{\partial V}{\partial w_K} \quad (4)$$

When maximizing the expected utility, the first order conditions obtained are (5) and (6).

$$EU'(\pi)[(\bar{R} + \theta_1)P \cdot f_L(X_L, X_M, K) - W_L] = 0 \quad y \quad (5)$$

$$EU'(\pi)[(\bar{R} + \theta_1)P \cdot f_M(X_L, X_M, K) - (\bar{R} + \theta_M)W_M] = 0 \quad (6)$$

The above conditions can be rewritten as in (7) and (8):

$$(\bar{R} + \theta_1)P \cdot f_L(X_L, X_M, K) = W_L \quad (7)$$

$$(\bar{R} + \theta_1)P \cdot f_M(X_L, X_M, K) = (\bar{R} + \theta_M) \cdot W_M \quad (8)$$

The term $(\bar{R} + \theta_M) \cdot W_M$ is the marginal cost of imports and θ_M represents the marginal cost of uncertainty. From (8) it follows that the presence of uncertainty would cause the value of the marginal product of imports to deviate from the expected marginal cost of imported goods. Under risk aversion, θ is positive, so the value of the marginal product of imports will exceed its expected market price. This implies that the quantity of imports will be lower under uncertainty. The solution to the system (7) and (8) is (9) and (10):

$$X_L^* = X_L^*(W_L, W_M, p, \bar{R}, \theta_1), \quad (9)$$

$$X_M^* = X_M^*(W_L, W_M, p, \bar{R}, \theta_M) \cdot \quad (10)$$

Equations (9) and (10) are the demand functions that indicate the quantity of each factor to be hired as a function of factor price and output. Assuming that these equations have a solution, it is meaningful to perform comparative statics of the profit maximization model to know the changes in the use of factors due to changes in prices and TC.

The comparative statics results showed that the demand for imports (traded volume) responds negatively to exchange rate uncertainty and positively to changes in the exchange rate. The price of imports responds positively to changes in the TC; the demand for domestic inputs responds positively to changes in the price of production outputs; the demand for labor responds negatively to changes in its price; and the demand for imported inputs responds negatively to changes in its price. The above results were used to guide the empirical analysis.

mercado. Esto implica que la cantidad de importaciones será menor bajo condiciones de incertidumbre. La solución al sistema (7) y (8) es (9) y (10):

$$X_L^* = X_L^*(W_L, W_M, p, \bar{R}, \theta_1), \quad (9)$$

$$X_M^* = X_M^*(W_L, W_M, p, \bar{R}, \theta_M). \quad (10)$$

Las ecuaciones (9) y (10) son las funciones de demanda que indican la cantidad de cada factor que se contratará en función del precio del factor y del producto. Al suponer que estas ecuaciones tienen solución, resulta significativo realizar estática comparativa del modelo de maximización de beneficios para conocer los cambios en el uso de factores debido a cambios en precios y TC.

Los resultados de estática comparativa mostraron que la demanda por importaciones (volumen comercializado) responde de forma negativa a la incertidumbre del tipo de cambio y de manera positiva a las variaciones en el tipo de cambio. El precio de las importaciones responde de forma positiva a los cambios en el TC; la demanda de insumos internos responde de manera positiva a los cambios en el precio de la producción; la demanda de trabajo responde de forma negativa a los cambios en su precio y la demanda de insumos importados responde de manera negativa a los cambios en su precio. Los resultados anteriores se utilizaron para guiar el análisis empírico.

Estimación empírica

La teoría del comercio internacional proporciona poca orientación sobre la forma adecuada de especificación de la función de demanda por importaciones. Dos de las formas funcionales más utilizadas en la literatura son la lineal y la logarítmica (Romero-Tellaeche, 2019). Sin embargo, la especificación log-lineal se prefiere sobre la lineal. En este estudio, la demanda de importación de México de maíz procedente de Estados Unidos se representó y estimó como una ecuación log-lineal.

$$Qc^* = \beta_0 + \beta_1 YMX + \beta_2 Pm + \beta_3 Ps + \beta_4 Di + \beta_5 ER + \beta_6 Vi + \varepsilon_i \quad (11)$$

donde: Qc^* es la cantidad de maíz importado de México desde Estados Unidos, YMX es el ingreso real per cápita del importador, Pm es el precio real en frontera del producto importado, y Ps es el precio de un bien sustituto; el sustituto del maíz importado fue el sorgo importado. Di es una variable ficticia para indicar los efectos de la liberalización comercial (la existencia de aranceles), ER es el tipo de cambio del peso MXN por dólar USD, y Vi

Empirical estimation

International trade theory provides little guidance on the appropriate form of specification of the import demand function. Two of the most commonly used functional forms in the literature are the linear and the logarithmic (Romero-Tellaeche, 2019). However, the log-linear specification is preferred over the linear one. In this study, the import demand of México for maize from the United States was represented and estimated as a log-linear equation.

$$Qc^* = \beta_0 + \beta_1 YMX + \beta_2 Pm + \beta_3 Ps + \beta_4 Di + \beta_5 ER + \beta_6 Vi + \varepsilon_i \quad (11)$$

where: Qc^* is the quantity of maize imported into Mexico from the United States, YMX is the real per capita income of the importer, Pm is the real border price of the imported product, and Ps is the price of a substitute good; the substitute for imported maize was the imported sorghum. Di is a dummy variable to indicate the effects of trade liberalization (the existence of tariffs), ER is the exchange rate of the MXN peso per USD, and Vi is a measure of exchange rate volatility. Two measures of volatility were tested, one at a time, in each equation.

The econometric estimation consisted of four steps. The first was the unit root test to determine whether the data were stationary. This was followed by estimation of the exchange rate volatility measure, which was incorporated as an explanatory variable. Next, the cointegration analysis used the time series data to estimate the long-term relationship among exchange rate movements and a set of explanatory variables. The error correction model (MCE) was used to determine the short-term effects of exchange rate movements on trade flows. Dickey and Phillips and Perron unit root tests were also applied (Gómez and Rodríguez, 2015).

Estimation of the measure of exchange rate volatility

The objective of this study was to investigate the possible impact of different measures of exchange rate volatility on agricultural trade flows. Although it is recognized in the published literature that exchange rate volatility induces additional uncertainty in the international trade, there is no consensus on how to measure it. The economic theory does not provide clear guidance on the characteristics of an appropriate volatility measure (Clark *et al.*, 2004). Therefore, two volatility measures were used; the first was the moving average of the exchange rate standard deviation (Serenis and Tsounis, 2012)

es una medida de la volatilidad del tipo de cambio. Dos medidas de volatilidad se probaron, una a la vez, en cada ecuación.

La estimación econométrica consistió en cuatro pasos. El primero fue la prueba de raíz unitaria para determinar si los datos eran estacionarios. Después, la estimación de la medida de volatilidad del tipo de cambio, la cual se incorporó como variable explicativa. Luego, en el análisis de cointegración se usaron los datos de series de tiempo para estimar la relación de largo plazo entre los movimientos del tipo de cambio y un conjunto de variables explicativas. El modelo de corrección de errores (MCE) se utilizó para determinar los efectos a corto plazo de los movimientos del tipo de cambio sobre los flujos de comercio. También se aplicó las pruebas de raíz unitaria de Dickey and Phillips y Perron (Gómez y Rodríguez, 2015).

Estimación de la medida de volatilidad de la tasa de cambio

El objetivo de este estudio fue investigar el posible impacto de diferentes medidas de volatilidad del tipo de cambio sobre los flujos comerciales agrícolas. Si bien se reconoce en la literatura publicada que la volatilidad del tipo de cambio induce incertidumbre adicional en el comercio internacional, no existe consenso sobre cómo medirla. La teoría económica no proporciona una guía clara sobre las características de una medida de volatilidad apropiada (Clark *et al.*, 2004). Por lo tanto, se usaron dos medidas de volatilidad; la primera fue el promedio móvil de la desviación estándar del tipo de cambio (Serenis y Tsounis, 2012) y la segunda fue una medida de volatilidad basada en un proceso GARCH (autorregresivo generalizado con heterocedasticidad condicional) (Arize *et al.*, 2005).

Prueba de cointegración

Debido a la presencia de raíz unitaria en cada serie, una condición previa para encontrar una relación estable de largo plazo es la cointegración entre las variables. Un vector de variables está cointegrado si existe una combinación lineal de variables que genere un proceso estocástico estacionario. Según Hjalmarsson y Österholm (2009) este enfoque inicia con una representación de X_t como un VAR sin restricciones de orden k_{th} :

$$X_t = c + \pi_1 X_{t-1} + \pi_2 X_{t-2} \dots \pi_k X_{t-k} + \mu + \psi TD + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

($t = 1, \dots, T$)

donde X_t es un vector de variables p $I(1)$, D_t = once variables ficticias estacionales, π_i es una matriz (pxp) de parámetros, c = es el vector ($px1$) de términos constantes, TD = son variables ficticias, y ε es el término de error. El sistema en (12) se expresa

and the second was a volatility measure based on a generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (GARCH) process (Arize *et al.*, 2005).

Cointegration test

Due to the presence of a unit root in each series, a precondition for finding a stable long-term relationship is cointegration among the variables. A vector of variables is cointegrated if there is a linear combination of variables that generates a stationary stochastic process. According to Hjalmarsson and Österholm (2009), this approach starts with a representation of X_t as a VAR without k_{th} order restrictions:

$$X_t = c + \pi_1 X_{t-1} + \pi_2 X_{t-2} \dots \pi_k X_{t-k} + \mu + \psi TD + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

($t = 1, \dots, T$)

where X_t is a vector of p variables $I(1)$, D_t = eleven seasonal dummy variables, π_i is a matrix (pxp) of parameters, c is the vector ($px1$) of constant terms, TD = are dummy variables, and ε is the error term. The system in (12) is expressed in first differences. Then, using $\nabla = 1 - L$, where L is the lag operator, the model can be reparameterized as:

$$\nabla X_t = C + \Gamma_1 \nabla X_{t-1} + \Gamma_2 \nabla X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \nabla X_{t-k+1} - \Pi X_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

donde: $\Gamma_i = -I + \pi_1 + \dots + \pi_i$, $\gamma - \Pi = I - \pi_1 - \pi_2 - \dots - \pi_k$;
con $\forall i = 1, 2, \dots, k-1$

The coefficient matrix of X_{t-k} , Π , contains information about the long-term relationships among the variables in the data vector. If Π has full range, then X is a stationary process. In such a case, an undifferenced VAR model is appropriate. But if Π has zero range, then Π is a null matrix and X_t is an integrated process; only in this case a traditional VAR model in first differences is appropriate. However, if $0 < \text{range}(\Pi) = r < p$, cointegration holds and Π is represented as a product of two matrices (pxr); α and β , such that $\Pi = \alpha\beta'$.

β 's are the cointegrated vectors and α 's are their weights. In this case, $\beta'X_t$ is stationary. The long-term equilibrium is unique only when $r = 1$.

en primeras diferencias. Luego, al usar $\nabla = 1 - L$, donde L es el operador de rezago, el modelo se puede reparametrizar como:

$$\nabla X_t = C + \Gamma_1 \nabla X_{t-1} + \Gamma_2 \nabla X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \nabla X_{t-k+1} - \Pi X_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

donde: $\Gamma_i = -I + \pi_1 + \dots + \pi_i$, $\gamma - \Pi = I - \pi_1 - \pi_2 - \dots - \pi_k$; con $\forall i = 1, 2, \dots, k-1$

La matriz de coeficientes de X_{t-k} , Π , contiene información sobre las relaciones de largo plazo entre las variables en el vector de datos. Si Π tiene amplitud completa, entonces X es un proceso estacionario. En tal caso, un modelo VAR no diferenciado es apropiado. Pero si Π tiene amplitud cero, entonces Π es una matriz nula y X_t es un proceso integrado; sólo en este caso un modelo VAR tradicional en primeras diferencias es apropiado. Sin embargo, si $0 < \text{range}(\Pi) = r < p$, la cointegración se mantiene y Π se representa como producto de dos matrices (pxr); α and β , de tal forma que $\Pi = \alpha\beta'$.

β 's son los vectores cointegrados y α 's son sus pesos. En este caso, $\beta'X_t$ es estacionario. El equilibrio a largo plazo es único solo cuando $r = 1$.

Relaciones dinámicas de corto plazo y modelo de corrección de errores (MCE)

Desde la introducción del VCE, el uso de estos modelos demostró ser muy útil para vincular los resultados a largo plazo con la dinámica a corto plazo de un proceso económico. Engle y Granger (1987) establecieron que los VCE implican cointegración y, a la inversa, las series cointegradas implican una representación de corrección de errores para un modelo económico. Una vez estimadas las relaciones de cointegración a largo plazo, se reformuló la ecuación (13) para estimar el VCE con el término de corrección de error (TCE) incluido de manera explícita. Si se considera la reformulación de un VAR sin restricciones como un VCE, en ecuación (14).

$$\Delta Z_t = \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta Z_{t-j} + \Pi Z_{t-k} + \Phi D_t + \mu + \varepsilon_t \quad (14)$$

donde: $\Pi = \alpha\beta'$, β representa la matriz de coeficientes de largo plazo, y α la velocidad de ajuste dado un desequilibrio. Para la estimación del VCE, el TCE se incorporó en la ecuación (14) para obtener una versión empírica del modelo (ecuación 15).

Short-term dynamic relationships and error correction model (MCE)

Since the introduction of the VCE, the use of these models proved to be very useful in linking long-term results with the short-term dynamics of an economic process. Engle and Granger (1987) established that VCEs imply cointegration and, conversely, cointegrated series imply an error correction representation for an economic model. Once the long-term cointegrating relationships were estimated, equation (13) was reformulated to estimate VCE with the error correction term (TCE) explicitly included. Consider the reformulation of an unrestricted VAR as a VCE, in equation (14).

$$\Delta Z_t = \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta Z_{t-j} + \Pi Z_{t-k} + \Phi D_t + \mu + \varepsilon_t \quad (14)$$

where: $\Pi = \alpha\beta'$, β represents the long-term coefficient matrix, and α the speed of adjustment given an imbalance. For the estimation of the VCE, the TCE was incorporated in equation (14) to obtain an empirical version of the model (equation 15).

$$\Delta Z_t = \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta Z_{t-j} + \alpha(\tilde{\beta}_1 \tilde{Z}_{t-1}) + \Phi D_t + \mu + \varepsilon_t \quad (15)$$

where the terms $\sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta Z_{t-j}$ and $\alpha(\tilde{\beta}_1 \tilde{Z}_{t-1})$ are the autoregressive vector component (VAR) in first differences, and the error correction component. In this formulation, Z_t is a vector (px1) of variables $I(1)$ and Γ_j is a matrix (pxp) representing short-term adjustments among variables through p equations. The parameter $\tilde{\beta}_1$ is a vector of cointegration (pxr) present in the system and Δ denotes first differences. α is a matrix (pxr) of adjustment speed parameters. D_t is a set of monthly dummy variables, μ is a vector of constant (px1), and ε_t is a vector (px1) of error terms. Thus, the model specified in equation (15) was estimated to determine the short-term relationships between the variables included in the model.

The estimated coefficients and their corresponding t-statistic are reported along with the R^2 , adjusted R^2 and diagnostic statistics. The estimated coefficients represent short-term elasticities. The coefficient of the TCE must be negative and significant to ensure dynamic stability of the model. It also reconfirms long-term cointegration.

$$\Delta Z_t = \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta Z_{t-j} + \alpha(\hat{\beta}_1 \tilde{Z}_{t-1}) + \phi D_t + \mu + \varepsilon_t \quad (15)$$

donde los términos respectivos $\sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta Z_{t-j}$ y $\alpha(\hat{\beta}_1 \tilde{Z}_{t-1})$ son el componente del vector autorregresivo (VAR) en primeras diferencias, y el componente de corrección de errores. En esta formulación, Z_t es un vector (px1) de variables I(1) y Γ_j es una matriz (pxp) que representa ajustes de corto plazo entre variables a través de p ecuaciones. El parámetro $\hat{\beta}_1$ es un vector de cointegración (pxr) presente en el sistema y Δ denota primeras diferencias. La α es una matriz (pxr) de parámetros de velocidad de ajuste. D_t es un conjunto de variables ficticias mensuales, μ es un vector de constante (px1), y ε_t es un vector (px1) de términos de error. Así, el modelo especificado en ecuación (15) se estimó para determinar las relaciones a corto plazo entre las variables incluidas en el modelo.

Los coeficientes estimados y su correspondiente estadístico t se reportan junto con el R^2 , el R^2 ajustado y estadísticos de diagnóstico. Los coeficientes estimados representan elasticidades a corto plazo. El coeficiente del TCE debe ser negativo y significativo para garantizar la estabilidad dinámica del modelo. También reconfirma la cointegración a largo plazo.

Prueba de hipótesis sobre los vectores de cointegración

Las pruebas de hipótesis formales se realizaron sobre resultados obtenidos de los VCE para determinar si el tipo de cambio y su volatilidad tienen efectos significativos en los flujos comerciales entre México y Estados Unidos. Las siguientes hipótesis se probaron: 1) los cambios en el tipo de cambio y su volatilidad tienen un efecto no significativo en las importaciones, esto se representó como $H_0: \beta_{er} = 0$, $H_0: \beta_v = 0$; 2) el efecto combinado del tipo de cambio y su volatilidad sobre los flujos comerciales no es significativo, la cual se representó como $H_0: \beta_{er} = \beta_v = 0$; y 3) la hipótesis sobre la igualdad de coeficientes; la conveniencia de utilizar la tasa de cambio como una variable separada en el modelo se probó como $H_0: \beta_{er} = \beta_{precio}$. Las hipótesis se probaron con el estadístico t para coeficientes individuales y con el F para los coeficientes conjuntos.

Origen y descripción de los datos

Este estudio se centró en el período enero 1991- diciembre 2019. Este período se seleccionó porque sucedieron cambios importantes en el comercio de maíz y en los movimientos del tipo de cambio (Cuadro 1).

Hypothesis test on cointegrating vectors

Formal hypothesis tests were performed on results obtained from the VCEs to determine whether the exchange rate and its volatility have significant effects on trade flows between Mexico and the United States. The following hypotheses were tested: 1) changes in the exchange rate and its volatility have a non-significant effect on imports, and this was represented as $H_0: \beta_{er} = 0$, $H_0: \beta_v = 0$; 2) the combined effect of the exchange rate and its volatility on trade flows is not significant, which it was represented as $H_0: \beta_{er} = \beta_v = 0$; and 3) the hypothesis on the equality of coefficients; the appropriateness of using the exchange rate as a separate variable in the model was tested as $H_0: \beta_{er} = \beta_{price}$. Hypotheses were tested with the t-statistic for individual coefficients, and the F-statistic for joint coefficients.

Data source and description

This study focused on the period January 1991- December 2019. This period was selected because some important changes in maize trade and exchange rate movements occurred (Table 1).

RESULTS AND DISCUSSION

The results of the unit root test showed that for all variables, the null hypothesis of unit root was not rejected when the data were at $p \leq 0.05$ (Table 2). However, H_0 was rejected when the data were used in first differences. The conclusion was that all variables are integrates of order one.

Cointegration test results

The estimated cointegrating relationship represents the long-term stable relationship to which the system variables tend to return in the long term (Chiatchoua *et al.*, 2016). The value of the trace and maximum eigenvalue test statistics were used to determine the presence and number of cointegrating relationships in the VAR (Hjalmarsson and Österholm, 2009).

The trace statistic rejected the null hypothesis of no cointegration significant at $p \leq 0.05$. This indicates the presence of cointegrated vectors in the system (Table 3). Therefore, there is a long-term relationship among the variables imported maize volume and the explanatory variables. Araujo-Enciso (2010) and Jaramillo-Villanueva *et al.* (2015) showed that there is a long-term relationship between international and Mexican grain prices.

Cuadro 1. Descripción de los datos utilizados en la estimación de los modelos.
Table 1. Description of data used in model estimation.

Datos	Descripción	Fuentes
Tipo de cambio	Tipo de cambio nominal bilateral mensual México-Estados Unidos.	http://www.ers.usda.gov/Data/ExchangeRate .
IPC	IPC general mensual, 1990-2019. (Base junio 2012= 100).	http://www.banxico.org.mx .
PIB de México	PIB trimestral, millones de pesos. 2012=100	http://www.banxico.org.mx
Volumen de Maíz	Exportaciones mensuales de U.S. (MT), HS 4-DIG. 1990-2019.	https://apps.fas.usda.gov/gats/default.aspx
Precio del maíz importado	El precio en frontera es el cociente del valor y el volumen de las importaciones (\$US t ⁻¹)	https://apps.fas.usda.gov/gats/default.aspx
Precio de sorgo importado	El precio en frontera es el cociente del valor y el volumen de las importaciones (\$ US t ⁻¹)	https://apps.fas.usda.gov/gats/default.aspx

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Los resultados de la prueba de raíz unitaria mostraron que, para todas las variables, la hipótesis nula de raíz unitaria no se rechazó con los datos en $p \leq 0.05$ (Cuadro 2). Sin embargo, H_0 se rechazó cuando los datos se utilizaron en primeras diferencias. La conclusión fue que todas las variables son integradas de orden uno.

Resultados de la prueba de cointegración

La relación de cointegración estimada representa la relación estable de largo plazo a la cual las variables del sistema tienden a regresar en el largo plazo (Chiatchoua *et al.*, 2016). El valor de los estadísticos

The standardized results of the estimation of the cointegration equation (equation 11) were obtained (Table 4).

The coefficients of each model, V1 and VG, generated the following cointegration vectors, which represent long-term relationships:

$$Q_c = -0.831P_m + 0.769P_s + 0.712YMX + 0.384ER - 0.363V_1 - 0.239Dum \quad (16)$$

$$Q_c = -0.912P_m + 0.791P_s + 0.776YMX + 0.476ER - 0.496V_G + 0.221Dum \quad (17)$$

These equations are interpreted as the long-term demand functions for maize imports. In these, each variable exhibits the expected sign. The magnitude

Cuadro 2. Resultados de la prueba de raíz unitaria.
Table 2. Unit root test results.

Nombre de la variable	Datos en niveles		Datos en diferencias	
	Prueba ADF	Prueba PP	Prueba ADF	Prueba PP
Volumen de maíz importado	-2.813	-16.721	-17.206	-297.404
Ingresos real per cápita	-3.209	-15.192	-26.989	-479.322
Precio del maíz importado	-2.081	-10.003	-18.774	-370.218
Precio del sorgo importado	-3.193	-15.319	-26.839	-505.758
Precio del maíz doméstico	-2.293	-16.957	-14.269	-266.022
Tipo de cambio	-1.683	-5.926	-14.442	-257.236
Vol. del tipo de cambio V1	-1.508	-4.908	-18.799	-370.214
Vol. del tipo de cambio VG	-2.081	-10.003	-18.774	-370.218

Prueba ADF 5% valor crítico=-3.426; Prueba PP (Zrho) 5% valor crítico=21.386. ♦ ADF Test 5% critical value=-3.426; PP Test (Zrho) 5% critical value=21.386.

de prueba de la traza y del eigenvalor máximo se utilizaron para determinar la presencia y el número de relaciones de cointegración en el VAR (Hjalmarsson y Österholm, 2009).

El estadístico de la traza rechazó la hipótesis nula de no cointegración significativos en $p \leq 0.05$. Esto indica la presencia de vectores cointegrados en el sistema (Cuadro 3). Por tanto, existe una relación de largo plazo entre las variables volumen maíz importado y las explicativas. Araujo-Enciso (2010) y Jaramillo-Villanueva *et al.* (2015) mostraron que existe una relación de largo plazo entre los precios de granos internacionales y los de México.

Los resultados normalizados de la estimación de la ecuación de cointegración (ecuación 11) se obtuvieron (Cuadro 4).

of the coefficient of the own price suggests that the Mexican demand function for maize imports from the United States is inelastic.

The exchange rate elasticity indicated that it has a positive long-term effect on Mexican imports of maize from the United States, and this result is similar to that reported by Mora-Flores *et al.* (2003). Due to the positive sign of the price of a substitute product, the imported price of sorghum (P_s) is considered a substitute for the price of maize imported from the United States. As it was expected, the coefficient of exchange rate volatility had a negative sign. The magnitude of the coefficients of exchange rate and volatility indicated a significant effect on trade flows. Cho *et al.* (2002) reported that real exchange rate uncertainty had a negative and significant effect on

Cuadro 3. Determinación del número de vectores cointegrados.
Table 3. Determination of the number of cointegrated vectors.

Hipótesis nula	Modelo con V1		Modelo con VG		Valor crítico
	Eigen-valor	Traza	Eigen-valor	Traza	
$r = 0$	.	311.5	.	263.1	156.0
$r \leq 1$	0.257	205.5	0.203	182.3	124.2
$r \leq 2$	0.171	138.5	0.152	123.7	94.2
$r \leq 3$	0.150	80.6	0.125	76.1	68.5
$r \leq 4$	0.120	34.7 [†]	0.116	31.9 [†]	47.2
$r \leq 5$	0.050	16.5	0.050	13.5	29.7
$r \leq 6$	0.021	9.0	0.019	6.5	15.4

[†]Significativo en $p \leq 0.05$. ♦ Significant at $p \leq 0.05$.

Cuadro 4. Resultados de las regresiones de cointegración.
Table 4. Results of cointegration regressions.

	Coefficiente	Error estándar	Valor de t	Intervalo de confianza (95%)	
Pm	-0.83	0.3811	-2.18 [†]	-1.577	-0.083
Ps	0.769	0.3032	2.26 [†]	0.119	1.66
YMX	0.719	0.3321	2.91 [†]	0.371	0.901
ER	-0.384	0.1197	-3.21 [†]	0.149	0.619
V1	-0.363	0.0267	-13.57 [†]	-0.415	-0.31
Dum	-0.239	0.108	-2.22 [†]	-0.451	-0.028
Cons	15.375				
Pm	-0.912	0.457	-1.993	-1.949	0.126
Ps	0.79	0.342	2.28 [†]	0.178	2.342
YMX	0.776	0.323	2.33 [†]	0.185	2.159
ER	0.476	0.166	2.87 [†]	0.151	0.8
VG	-0.496	0.037	-13.32 [†]	-0.569	-0.423
Dum	-0.231	0.111	-2.074 [†]	-0.361	-0.016
Cons	13.376				

[†]Significativo en $p \leq 5\%$. ♦ Significant at $p \leq 0.05$

Los coeficientes de cada modelo, V1 y VG, generaron los siguientes vectores de cointegración que representan relaciones de largo plazo:

$$Q_c = -0.831P_m + 0.769P_s + 0.712Y_{MX} + 0.384ER - 0.363V_1 - 0.239Dum \quad (16)$$

$$Q_c = -0.912P_m + 0.791P_s + 0.776Y_{MX} + 0.476ER - 0.496V_G + 0.221Dum \quad (17)$$

Estas ecuaciones se interpretan como las funciones de demanda por importaciones de maíz a largo plazo. En estas, cada variable exhibe el signo esperado. La magnitud del coeficiente del precio propio sugiere que la función de demanda de México por importaciones de maíz proveniente de los Estados Unidos es inelástica.

La elasticidad de la tasa de cambio indicó que esta tiene efecto positivo a largo plazo sobre las importaciones mexicanas de maíz proveniente de Estados Unidos, y este resultado es similar al consignado por Mora-Flores *et al.* (2003). Debido al signo positivo del precio de un producto sustituto, el precio importado del sorgo (P_s) se considera un sustituto del precio del maíz importado de Estados Unidos. De acuerdo con lo esperado, el coeficiente de la volatilidad del tipo de cambio tuvo signo negativo. La magnitud de los coeficientes de tipo de cambio y de la volatilidad indicaron un efecto importante sobre los flujos de comercio. Cho *et al.* (2002) indicaron que la incertidumbre del tipo de cambio real tenía un efecto negativo y significativo en el comercio agrícola entre México y Estados Unidos; además, que el impacto negativo de la incertidumbre del tipo de cambio tenía un impacto mayor en los países en desarrollo que en los desarrollados.

Los pesos estimados (α 's) para las importaciones de maíz, en ambos modelos, sugieren que en caso de perturbaciones al sistema que afecten la relación de largo plazo, la cantidad importada respondería más rápido que cualquier otra variable para regresar el sistema al equilibrio de largo plazo.

Resultados del modelo MCE: la demanda por importaciones de maíz

A continuación, los resultados de la estimación de la demanda mexicana de importación de maíz de corto plazo (Cuadro 5).

agricultural trade between Mexico and the United States; also, that the negative impact of exchange rate uncertainty had a greater impact on developing countries than on developed countries.

The estimated weights (α 's) for maize imports, in both models, suggest that in case of shocks into the system that affect the long-term relationship, the quantity imported would respond faster than any other variable to return the system to long-term equilibrium.

Results of the MCE model: the demand for maize imports

Below, the results of the estimation of Mexican short-term maize imports demand (Table 5).

The F-statistics were significant, indicating that the goodness-of-fit was satisfactory. The value of the DW-h statistic rejected the presence of autocorrelation. The Jarque-Bera normality test did not reject the null hypothesis of error normality ($\text{prob} > \chi^2_2$; $p \leq 0.5$). The Lagrange multiplier (LM) statistic indicated that the null hypothesis of no autocorrelation cannot be rejected ($p \leq 0.05$). Therefore, the estimation of the demand function for maize imports appears satisfactory.

The coefficient of the own maize price exhibited negative sign and was significant in both the V1 and VG models. The value of the own price elasticity ranged between 0.23 and 0.25.

The coefficient of the substitute product price exhibited positive sign and was significant ($p \leq 0.05$) in both models. The estimated value of the cross-price elasticity was 0.21 for the VG model and 0.19 for V1. The above results are consistent with those obtained from the long-term analysis (Table 4); which are consistent with a negative effect of exchange rate volatility on agricultural trade flows (Cho *et al.*, 2002; Moslares and Ekanayake, 2015; Devadoss and Sabala, 2020).

Sorghum produced in Mexico and imported sorghum are substitutes for maize imported from the United States. The small value of the price elasticity reflects the fact that there are few substitution possibilities for Mexican maize imports from USA. Other sources for maize imports into Mexico are unlikely to be viable as long as the country enjoys trade preferences (until 2020) due to the North American Free Trade Agreement (NAFTA) and

Cuadro 5. Resultados del MCE: demanda mexicana por importación de maíz en EE.UU.
Table 5. Results of the MCE: Mexican import demand for maize from USA.

Modelo V1	Coefficiente estimado	Error estándar	t	Modelo VG	Coefficiente estimado	Error estandar	t
QC _{t-6}	0.087	0.0438	1.986 [†]	QC _{t-6}	0.121	0.0476	2.542 [†]
YMX _{t-9}	0.186	0.0267	6.969 [†]	YMX _{t-9}	0.195	0.0149	13.067 [†]
ER _{t-3}	0.222	0.0995	2.232 [†]	ER _{t-3}	0.256	0.0922	2.776 [†]
V1 _{t-1}	-0.128	0.0710	-1.802	VG _{t-1}	-0.157	0.0271	-5.785 [†]
PCO _{t-4}	-0.255	0.0648	-3.936 [†]	PCO _{t-4}	-0.239	0.0627	-3.814 [†]
PMX _{t-1}	0.191	0.0587	3.251 [†]	PMX _{t-1}	0.209	0.0582	3.591 [†]
ECT _{t-1}	-0.019	0.0036	-5.136 [†]	ECT _{t-1}	-0.021	0.0036	-5.836 [†]
NAFTA	0.234	0.0899	2.597 [†]	NAFTA	1.261	0.4542	2.776 [†]
M3	0.393	0.2400	1.637	M3	0.224	0.2327	0.963
M9	0.376	0.1548	2.429 [†]	M9	0.303	0.1549	1.956
Constant	0.911	0.2101	4.337 [†]	Constant	0.583	0.2074	2.811 [†]
R ²	0.355			R ²	0.389		
R ² adj.	0.347			R ² adj.	0.374		
F-value	10.288 [†]			F-value	15.01 [†]		
DW-h	-1.792			DW-h	-1.882		
J-B	8.88		9.110 [†]	J-B	8.875		9.222 [†]
L.M stat.	29.88		35.172 [†]	L.M stat.	29.061		37.218 [†]

[†]Significativo con $p \leq 0.05$; t = estadístico de prueba para coeficiente individual. ♦ [†]Significant at $p \leq 0.05$; t = test statistic for individual coefficient.

Los estadísticos F fueron significativos, lo cual indica que la bondad de ajuste fue satisfactoria. El valor del estadístico DW-h rechazó la presencia de autocorrelación. La prueba de normalidad de Jarque-Bera no rechazó la hipótesis nula de normalidad de los errores ($\text{prob} > \text{Chi}^2$; $p \leq 0.5$). El estadístico del multiplicador de Lagrange (LM) indicó que la hipótesis nula de no autocorrelación no puede rechazarse ($p \leq 0.05$). Por lo tanto, la estimación de la función de demanda por importaciones de maíz parece satisfactoria.

El coeficiente del precio propio del maíz exhibió signo negativo y fue significativo, tanto en el modelo V1 como en el VG. El valor de la elasticidad del precio propio varió entre 0.23 y 0.25.

El coeficiente del precio del producto sustituto exhibió signo positivo y fue significativo ($p \leq 0.05$) en ambos modelos. El valor estimado de la elasticidad de precios cruzada fue 0.21 para el modelo VG y 0.19 para el V1. Los resultados anteriores son consistentes con los obtenidos del análisis de largo plazo (Cuadro 4); los cuales concuerdan con un efecto negativo de la volatilidad del tipo de cambio sobre los flujos comerciales agrícolas (Cho *et al.*, 2002; Moslares y Ekanayake, 2015; Devadoss y Sabala, 2020).

lower transportation costs. The positive coefficient of income suggests a direct relationship between income and quantity of maize imported. The estimated values of income elasticity ranged from 0.086 to 0.125.

Díaz and Rodríguez (2010) found that the apparent demand for maize in Mexico increased because the demand for meat increased. Since domestic maize production has little growth, it can be inferred that as income increases in Mexico, maize imports will continue to increase. The growing Mexican demand for maize was satisfied by the imports increased after the NAFTA came into effect in the 1990's.

Regarding the exchange rate, the models showed positive and significant coefficients. These results are consistent with the hypothesis that an USD depreciation makes imports from Mexico less costly and increased. The estimated values of the coefficients ranged from 0.22 for the V1 model to 0.25 for the VG. As a similar background Babula *et al.* (1995) found that the exchange rate showed moderate significant effects on U.S. maize trade between 1978-1995.

With both models, the coefficient of exchange rate volatility was significant and negative. This

El sorgo producido en México y el importado son substitutos del maíz importado de Estados Unidos. El valor pequeño de la elasticidad del precio refleja el hecho de que existen pocas posibilidades de sustitución para las importaciones mexicanas de maíz de Estados Unidos. Otras fuentes de importación de maíz a México son poco viables mientras el país disfrute de preferencias comerciales debido (hasta 2020) al Tratado de libre comercio de América del Norte (NAFTA) y a los costos de transporte menores. El coeficiente positivo del ingreso sugiere una relación directa entre ingreso y cantidad de maíz importado. Los valores estimados de la elasticidad del ingreso fluctuaron entre 0.086 y 0.125.

Díaz y Rodríguez (2010) observaron que la demanda aparente de maíz en México aumentó debido a que la demanda de carne se incrementó. Debido a que la producción nacional de maíz tiene poco crecimiento, se puede inferir que a medida que aumenten los ingresos en México la importación de maíz seguirá incrementando. La demanda de maíz creciente mexicana se satisfizo por las importaciones que aumentaron a partir de la entrada en vigor del NAFTA en los 1990's.

En lo relativo a la tasa de cambio, los modelos arrojaron coeficientes positivos y significativos. Estos resultados son consistentes con la hipótesis de que una depreciación del dólar USD hace que las importaciones de México resulten menos costosas y aumenten. Los valores estimados de los coeficientes fluctuaron entre 0.22 para el modelo V1 y 0.25 para el VG. Como antecedente similar Babula *et al.* (1995) encontraron que el tipo de cambio mostró efectos significativos moderados en el comercio de maíz con Estados Unidos entre 1978-1995.

Con ambos modelos, el coeficiente de la volatilidad del tipo de cambio fue significativo y negativo. Esto sugiere que en el corto plazo la volatilidad reduce las importaciones mexicanas de maíz desde Estados Unidos. Así, los importadores aversos al riesgo se desalientan por episodios de volatilidad alta en el tipo de cambio (López y Bush, 2019). El efecto de la volatilidad parece importante porque los valores estimados variaron de -0.16 para el modelo VG a -0.13 para el V1. Estos resultados sugieren que las coberturas para reducir los efectos de la incertidumbre no fueron muy efectivas en el comercio de maíz entre México y Estados Unidos durante el período de estudio. El coeficiente del TCE fue negativo y significati-

suggests that in the short-term volatility reduces Mexican maize imports from the United States. Thus, risk-averse importers are discouraged by episodes of high exchange rate volatility (Lopez and Bush, 2019). The volatility effect seems important because the estimated values ranged from -0.16 for the VG model to -0.13 for V1. These results suggest that hedges to reduce the effects of uncertainty were not very effective in maize trade between Mexico and the United States along the study period. The coefficient of TCE was negative and significant in both models. This corroborates results of the long-term analysis and confirms the presence of cointegrated vectors in the system. The magnitude of the TCE coefficient value suggests a slow adjustment towards long-term equilibrium.

Hypotheses test results

The null hypotheses related to the effects of exchange rate and exchange rate volatility on maize trade flows between Mexico and the United States, for the short and long term were rejected ($p \leq 0.05$; Table 6). Thus, it was confirmed that both the exchange rate and its volatility have significant influence on trade flows.

In the joint test on the coefficients of the exchange rate and its volatility, the null hypothesis was rejected ($p \leq 0.05$); the combined effect of the exchange rate and its volatility on trade flows in the short and long term were significant. Thus, if either of these variables is ignored in the analysis, bias due to misspecification would occur.

The exchange rate incorporated into the trade models expresses prices in common currency units or uses a composite variable of relative price. This implies that external prices and the exchange rate have equal coefficients. To determine whether this was appropriate, an equality constraint on the coefficients was formulated. The null hypothesis of equality of coefficients was rejected. This implies that in estimating the demand functions it is appropriate to include the exchange rate directly in the model.

Contributions of the model towards public policy

This study supplies both disciplinary and agricultural policy contributions. To our knowledge, this is the first time that cointegration analysis was

vo en ambos modelos. Esto corrobora los resultados del análisis de largo plazo y confirma la presencia de vectores cointegrados en el sistema. La magnitud del valor del coeficiente TCE sugiere un ajuste lento hacia el equilibrio de largo plazo.

Resultados de las pruebas de hipótesis

Las hipótesis nulas relacionadas con los efectos del tipo de cambio y la volatilidad del tipo de cambio en los flujos comerciales de maíz entre México y Estados Unidos, para el corto y largo plazo se rechazaron ($p \leq 0.05$; Cuadro 6). Así, se confirmó que tanto el tipo de cambio como su volatilidad tienen influencia significativa en los flujos comerciales.

En la prueba conjunta sobre los coeficientes del tipo de cambio y su volatilidad, la hipótesis nula se rechazó ($p \leq 0.05$); el efecto combinado del tipo de cambio y su volatilidad sobre los flujos comerciales en el corto y largo plazos fueron significativos. Entonces, si cualquiera de estas variables se ignorase en el análisis, podría producirse sesgo debido a especificación incorrecta.

El tipo de cambio incorporado a los modelos comerciales expresa los precios en unidades monetarias comunes o utiliza una variable compuesta de precio relativo. Esto implica que los precios externos y el tipo de cambio tienen coeficientes iguales. Para determinar si esto era apropiado, se formuló una restricción de igualdad en los coeficientes. La hipótesis nula de igualdad de coeficientes se rechazó. Esto implica que al estimar las funciones de demanda es

used to generate long-term effects of changes in the exchange rate and its volatility on Mexican agricultural trade flows. The use of the error correction model generated the short-term effects of those variables on trade flows. In the absence of consensus in the literature on the appropriate specification of the exchange rate volatility measure, the goal was to identify an appropriate measure.

From this, valuable information was generated on the extent to which exchange rate movements contribute to the performance of Mexico's international maize trade. The exchange rate and exchange rate volatility showed both short and long-term effects on trade flows. These results can support maize traders to the better assessment of the exchange rate movements (opportunities) and risks.

CONCLUSIONS

Regarding the Mexican demand for maize imports, the exchange rate showed a positive and significant effect on Mexico-USA trade flows; due to the volatility of the exchange rate, a negative impact was identified in the short and long term. The specification of exchange rate volatility is important, because different volatility measures generate different elasticity values.

To the aforementioned, it follows that excluding these variables from trade models can lead to model misspecification and biased results; therefore, it is appropriate to include the exchange rate in the model evaluated.

Cuadro 6. Resultados de la prueba a corto plazo sobre la significancia de los coeficientes.
Table 6. Results of the short-term test on the significance of the coefficients.

$H_0: \beta_{er} = 0, \beta_v = 0$	Valor crítico	Estadístico t	
		β_{er}	β_v
Modelo V1	1.96	2.222 [†]	2.809 [†]
Modelo VG	1.96	2.646 [†]	3.326 [†]
$H_0: \beta_{er} = \beta_v = 0$	Valor crítico	Estadístico F	
		Estadístico F	
Modelo V1	3.00	4.704 [†]	
Modelo VG	3.00	8.802 [†]	
β -restricciones: $H_0: \beta_{sj} = \beta_{gj}$ for $i, j = 1, 2, 3, \dots, p$	Valor crítico	Estadístico F	
		Estadístico F	
Modelo V1	3.84	7.198 [†]	
Modelo VG	3.84	9.540 [†]	

[†]Valores críticos de t y F significativos con $p \leq 0.05$; t = estadístico de prueba para coeficiente individual; F = estadístico de prueba para coeficientes conjuntos. ♦ [†]Critical values of t and F significant at $p \leq 0.05$; t = test statistic for individual coefficient; F = test statistic for joint coefficients.

apropiado incluir el tipo de cambio de manera directa en el modelo.

Contribuciones del modelo hacia política pública

Este estudio realizó contribuciones disciplinarias y de política agrícola. Hasta donde tenemos conocimiento, esta es la primera vez que el análisis de cointegración se utilizó para generar efectos de largo plazo de las modificaciones en el tipo de cambio y su volatilidad en los flujos comerciales agrícolas mexicanos. El modelo de corrección de error utilizado generó los efectos a corto plazo de esas variables sobre los flujos comerciales. A falta de consenso en la literatura sobre la especificación apropiada de la medida de volatilidad del tipo de cambio, la meta fue identificar una medida apropiada.

A partir de ésta, se generó información valiosa sobre la medida en que los movimientos del tipo de cambio contribuyen al desempeño del comercio internacional de maíz por parte de México. El tipo de cambio y la volatilidad del tipo de cambio mostraron efectos de corto y largo plazos sobre los flujos comerciales. Estos resultados pueden apoyar a los comercializadores de maíz a evaluar mejor los movimientos (oportunidades) y riesgos en el tipo de cambio.

CONCLUSIONES

Respecto a la demanda de importación de maíz de México, el tipo de cambio mostró efecto positivo y significativo sobre los flujos comerciales México-Estados Unidos; debido a la volatilidad del tipo de cambio se identificó impacto negativo en el corto y largo plazos. La especificación de la volatilidad del tipo de cambio es importante, porque medidas de volatilidad diferentes generan valores de elasticidad diferentes.

De lo anterior se deriva que el excluir estas variables de los modelos de comercio puede generar una especificación incorrecta del modelo y resultados sesgados; por lo tanto, es apropiado incluir el tipo de cambio en el modelo evaluado.

Por la naturaleza del análisis y el producto involucrado este estudio aporta hacia política pública. En primer lugar, evidencia sobre cómo las modificaciones en el tipo de cambio y en la volatilidad afectan los flujos comerciales de maíz entre México y Estados Unidos. Luego, los resultados del análisis de cointegración sugieren que los volúmenes comerciales entre

Due to the nature of the analysis and the product involved, this study contributes to public policy. First, evidence on how changes in the exchange rate and volatility affect maize trade flows between Mexico and the United States. Then, results of the cointegration analysis suggest that trade volumes between Mexico and the United States are sensitive to both short-term and long-term changes.

—End of the English version—

-----*

México y Estados Unidos son sensibles a los cambios tanto a corto como a largo plazo.

LITERATURA CITADA

- Appelbaum, E., and U. Kohli. 1997. Import price uncertainty and distribution of income. *Rev. Econ. Stat.* 79: 620-630. <https://doi.org/10.1162/003465397557024>.
- Araujo-Enciso, S. R. 2010. Socioeconomic factors and its influence in vertical price transmission: the case of the Mexican tortilla industry. *International EAAE-SYAL Seminar on Spatial Dynamics in Agri-food Systems*. pp: 1-25.
- Arize, A. C., J. Malindretos, and E. Grivoyannis, C. 2005. Inflation-rate volatility and money demand: Evidence from less developed countries. *Int. Reviews Econ. Finance* 14: 57-80. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2003.04.001>.
- Asteriou, D., K. Masatci, and K. Pilbeam. 2016. Exchange rate volatility and international trade: International evidence from the MINT countries. *Econ. Model.* 58: 133-140. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.05.006>.
- Babula, R. A., F. J. Ruppel, and D. A. Bessler. 1995. U.S. corn exports: the role of the exchange rate. *Agric. Econ.* 13: 75-88. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.1995.tb00377.x>
- Bahmani-Oskooee, M., and S. W. Hegerty. 2009. The effects of exchange rate volatility on commodity trade between the United States and Mexico. *South. Econ. J.* 75: 1019-1044. <https://www.jstor.org/stable/27751431>. (Consultado: enero 2020).
- Bahmani-Oskooee, M., H. Harvey, and S. W. Hegerty. 2012. Exchange-rate volatility and industry trade between the U.S. and Korea. *J. Econ. Dev. Seoul.* 37: 1-27.
- Basurto, H. S., y R. Escalante S. 2015. Impacto de la crisis en el sector agropecuario en México. *Economía UNAM.* 9: 51-73. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=363533414004> (Consultado: enero 2020).
- Chiatchoua, C., O. Neme-Castillo, y A. Valderrama 2016. Inversión Extranjera Directa y empleo en México: análisis sectorial. *Economía Informa* 398: mayo-junio 2016. <https://www.elsevier.es/es-revista-economia-informa-114-pdf-S0185084916300044> (Consultado: agosto 2021).
- Cho, G., I. M. Sheldon, and S. McCorriston. 2002. Exchange

- rate uncertainty and agricultural trade. *Amer. J. Agr. Econ.* 84: 931-942. <https://doi.org/10.1111/1467-8276.00044>.
- Clark, P., N. Tamarisa, W. Shang-Jin, A. Sadikow, and L. Zeng. 2004. Exchange rate volatility and trade flows-some new evidence. *IMF Publication*. 2: 1-131.
- Devadoss, S., and E. Sabala. 2020. Effects of yuan-dollar exchange rate changes on world cotton markets. *J. Agr. Appl. Econ.* 20: 1-20. <https://doi.org/10.1017/aae.2020.12>.
- Díaz, C. M. Á., y G. Rodríguez L. 2010. Análisis de la oferta y demanda de la carne de cerdo en canal en México, 1980-2009. *Paradigma Económico* 2: 41-57.
- Erdem, E., S. Nazlioglu, and C. Erdem, 2010. Exchange rate uncertainty and agricultural trade: Panel cointegration analysis for Turkey. *Agr. Econ.* 41: 537-543. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2010.00469.x>.
- Gómez, A. M, y Rodríguez J. C. 2015. Análisis de la relación de causalidad entre el índice de precios del productor y del consumidor incorporando variables que capturan el mecanismo de transmisión monetaria: El caso de los países miembros del TLCAN. *EconoQuantum* 13: 73-95.
- Hjalmarsson E., y Österholm P. 2010. Testing for cointegration using the Johansen methodology when variables are near-integrated: size distortions and partial remedies. *Empir Econ* 39: 51-76. DOI: 10.1007/s00181-009-0294-6.
- Jaramillo-Villanueva, J. L., A. Yunez-Naude, and V. Serrano-Cote. 2015. Spatial integration of Mexico-US grain markets: The case of maize, wheat and sorghum. *EconoQuantum* 12: 57-70.
- López, N. G., and G. Bush. 2019. Uncertainty and exchange rate volatility: the case of Mexico. Banco de México. Working Papers no. 2019-12. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3283374>.
- Mora-Flores, J. S., J. A. Matus-Gardea, and M. A. Martinez-Damian. 2003. Effects on the gross value of agriculture and cattle exports. *Agrociencia* 36: 389-399.
- Moslars, C., and E. M. Ekanayake. 2015. The impact of exchange rate volatility on commodity trade between the United States and Spain. *Int. J. Bus. Financ. Res.* 9: 37-49.
- Romero-Telleache, J.A. 2019. Import Demand for Intermediate Goods in Mexico: 1993-2018. *Atlantic Rev. Econs* 3: 1-27.
- SAGARPA (Secretaría de Agricultura Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación). 2012. Diagnóstico del sector rural y pesquero. pp: 5-20.
- Secretaria de Economía. 2021. Comercio Exterior. Estadísticas históricas. <https://www.gob.mx/se/acciones-y-programas/comercio-exterior-estadisticas-historicas?state=published>. (Consultado: enero 2020).
- Serenis, D., and N. Tsounis. 2012. A new approach for measuring volatility of the exchange rate. *Procedia Economics and Finance (ICOAE Selected papers)* 1: 374-382. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(12\)00043-3](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(12)00043-3).
- Sheldon, I., S. K. Mishra, D. Pick, and S. R. Thompson. 2013. Exchange rate uncertainty and U.S. bilateral fresh fruit and fresh vegetable trade: an application of the gravity model. *Appl. Econ.* 45: 2067-2082. <https://doi.org/10.1080/00036846.2011.650330>.
- SIAP (Sistema de Información Agroalimentaria y Pesquera). 2020. Estadísticas de la producción agrícola. <https://www.gob.mx/siap/acciones-y-programas/produccion-agricola-33119>. (Consultado: marzo 2020).
- USDA (United States Department of Agriculture). 2020. FAS On-line. United States Internet Trading System. <http://www.fas.usda.gov/ustrade/>. (Consultado: enero 2020).

