



Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas

ISSN: 2007-0934

revista\_atm@yahoo.com.mx

Instituto Nacional de Investigaciones

Forestales, Agrícolas y Pecuarias

México

González Pérez, Horacio; Martínez Damián, Miguel Ángel

Efecto de transmisión de precio del mercado del maíz al mercado de la tortilla en México

Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas, vol. 6, núm. 6, agosto-septiembre, 2015, pp.

1149-1162

Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias

Estado de México, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=263140688001>

- 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

## **Efecto de transmisión de precio del mercado del maíz al mercado de la tortilla en México\***

### **Transmission effect of price from the maize market to tortilla market in Mexico**

**Horacio González Pérez<sup>1</sup> y Miguel Ángel Martínez Damián<sup>1§</sup>**

Colegio de Posgraduados. Carretera México-Texcoco, km 36.5, Montecillos, Estado de México. C. P. 56230. (al9610426@yahoo.com.mx). <sup>§</sup>Autor para correspondencia: angel01@colpos.mx.

#### **Resumen**

En la presente investigación se estudió la transmisión de precios del mercado del maíz al mercado de la tortilla en México, a través de un modelo econométrico. A fin de obtener la relación que existe en estos dos mercados, se seleccionó dos series de tiempo en materia de precios: precio promedio ponderado del maíz y precio promedio ponderado de la tortilla, que comprenden de enero de 2007 a junio de 2012. Primeramente se aplicó la prueba de raíz unitaria a las series, se observó que no rechazan raíz unitaria; es decir, no son estacionarias. Bajo esta evidencia, se procedió a la aplicación del criterio de información de Akaike, para encontrar el mejor rezago en una representación autorregresiva vectorial, y así poder aplicar la prueba de cointegración de Johansen. Por lo que se plantea la hipótesis nula de que las series sean no co-integradas contra la alternativa que éstas sean co-integradas. Los resultados indican que hay una elasticidad de transmisión unitaria entre las dos series de precios.

**Palabras clave:** cointegración, modelo econométrico, raíz unitaria, series de tiempo.

#### **Abstract**

In the present investigation, the market price transmission of maize to tortilla market, in Mexico was studied through an econometric model. In order to obtain the relationship in these two markets, two time series on prices was selected: weighted average price of maize and the weighted average price of tortillas, comprising January 2007 to June 2012. First was applied the unit root test to the series, we observed that not reject unit root; that is, they are not stationary. Under this evidence, we proceeded to the implementation of the Akaike information criterion, to find the best lag in self-regressive vector representation and, be able to apply the test of co-integration by Johansen. So, the null hypothesis that the series are not co-integrated against the alternative that they are co-integrated arises. The results indicate a transmission unit elasticity, between the two sets of prices.

**Keywords:** econometric model, time series, unit root, co-integration.

\* Recibido: enero de 2015  
Aceptado: abril de 2015

## Introducción

Según la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO, 2012), México produce 23 millones de toneladas de maíz y se ubica en el cuarto lugar de los países productores a nivel mundial, después de Estados Unidos de América (EE.UU), China y Brasil, con 224, 146 y 42 millones de toneladas respectivamente. En materia de consumo del grano dicha institución menciona que varía de acuerdo a la cultura de cada país, por ejemplo en algunos como EE.UU, China y Brasil, se destina al consumo de los animales y en otros, como México, se utiliza para el consumo humano.

México produce maíz blanco y amarillo. El uso del maíz blanco es destinado principalmente para el abastecimiento de la población a través de diversos alimentos tradicionales como: pan, elotes, atole, entre otros; y como tortilla procedente de la harina de maíz a base de nixtamalización y deshidratación; y masa de nixtamal a base de nixtamalización y molienda. Por otro lado, el maíz amarillo se designa al consumo humano, animal y de uso industrial, en la que destacan la elaboración de féculas y almidones (insumo utilizado en la industria química, textil, alimentaria, entre otros); elaboración de botanas, frituras y similares; cereales para el desayuno y producción de alimentos para animales (insumo utilizado para alimento balanceado para mascotas y el sector pecuario) Secretaría de Economía (SE, 2012).

A nivel internacional no existe un precio de mercado del maíz como tal, ya que las barreras comerciales continúan operando y muchos países determinan su precio mediante políticas internas (SE, 2012). En México el precio medio rural es pagado a los productores en pesos por tonelada (1 000 kilogramos) de maíz. Para 2010 la media a nivel nacional fue de 2 816.48 pesos t, en lo que respecta a los estados de Michoacán, Jalisco, Colima, Tlaxcala, Querétaro, Guerrero, Baja California, Chihuahua, Tamaulipas, Sonora, Sinaloa y Baja California el precio pagado por tonelada se ubicó por debajo de la media nacional, el resto de las entidades superaron esta media (SIACON, 2012).

El consumo de maíz en México es más de 29 millones de toneladas, de las cuales 74% representan la totalidad de la producción nacional de maíz blanco, el resto es de maíz amarillo importado. De las toneladas producidas de maíz blanco, cerca de 12 millones se destina al consumo humano (industria harinera y de masa de nixtamal, principalmente) (SE, 2012). Como refiere en el Cuadro 1, la industria de la

## Introduction

According to the Food and Agriculture Organization (FAO, 2012), Mexico produces 23 million tons of maize and ranks fourth in producing countries in the world, after the United States (US), China and Brazil, with 224, 146 and 42 million tons respectively. In consumer of the grain that institution states that varies according to the culture of each country, for example in countries like the US, China and Brazil, is intended for consumption by animals, and in others, like Mexico, is used to human consumption.

Mexico produces white and yellow maize. The use of white maize is intended primarily to supply the population through various traditional foods such as bread, maize, atole, among others; and as flour tortillas from maize-based on nixtamalization and dehydration; and dough based on nixtamalization and grinding. On the other hand, yellow maize is designated for human, animal and industrial consumption, which include the development of starches (input used in the chemical industry, textile, food, etc.); preparing snacks, chips and the like; breakfast cereals and animal feed production (input used for balanced food for pets and livestock sector) Ministry of Economy (SE, 2012).

World-wide, there is no market price of maize such as trade barriers continue to operate and determine its price many countries through internal policies (SE, 2012). In Mexico, the rural price is paid to producers in pesos per tonne (1 000 kilograms) of maize. For 2010 the average nationwide was 2 816.48 pesos t, with respect to the states of Michoacan, Jalisco, Colima, Tlaxcala, Queretaro, Guerrero, Baja California, Chihuahua, Tamaulipas, Sonora, Sinaloa and Baja California the price paid per ton was below the national average, the other entities exceeded this average (SIACON, 2012).

Maize consumption in Mexico is over 29 million tons, of which 74% represent the entire national production of white maize, yellow maize rest is imported. Tonnes of white maize produced, nearly 12 million is intended for human consumption (flour and dough industry, mainly) (SE, 2012). As referred in Table 1, the industry and tortilla dough is scattered throughout the country with 78 852 stores nationwide between mills and tortilla or both modalities, 94% of establishments employing between 1 and 5 employees. Seven states concentrated 53% of all economic units in the country and 51% of production and employment,

masa y la tortilla se encuentra dispersa por todo el país con 78 852 establecimientos a nivel nacional entre molinos y tortillerías o ambas modalidades, 94% de los establecimientos emplean entre 1 y 5 empleados. Siete estados concentran 53% del total de las unidades económicas en el país y 51% de la producción y el empleo, Estado de México, Distrito Federal, Jalisco, Veracruz, Michoacán, Guanajuato y Puebla (Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI, 2010).

**Cuadro 1. Estructura de costos para elaboración de tortilla vía harina de maíz.**

**Table 1. Cost structure for processing tortilla via maize flour.**

Concepto	Part. (%)
Proceso harina-masa	
Costo de harina puesta en la tortillería	47.0
Número de empleados	0.2
Costo del kw / hr	0.2
Costo de m <sup>3</sup> de agua	0.2
Valor de la amasadora	0.1
Renta local mensual	1.3
Gasto de mantenimiento mensual	0.3
Subtotal	49.3
Proceso masa-tortilla	
Número de empleados	30.3
Costo del kw / h	1.5
Costo del lt de gas	6.9
Valor de la maquinaria	2.4
Renta local mensual	6.6
Gasto de mantenimiento mensual de la maquinaria	0.9
Gastos administrativos mensuales	2.1
Subtotal	50.7
<b>Total</b>	<b>100</b>

Fuente. Secretaría de Economía, 2012.

Como puede observarse en la siguiente tabla, es más eficiente la cadena maíz-harina de maíz-tortilla, en la que por cada kilogramo de maíz se produce 1.560 kg de tortilla, mientras que el proceso maíz nixtamalizado-masa-tortilla produce 1.400 kg de tortilla por cada kilogramo de maíz utilizado (Cuadro 2).

Adicionalmente, por su ponderador en los alimentos que consumen los mexicanos, la tortilla es el segundo producto más importante en la canasta básica de consumo, solo después de la carne de res (SE, 2012); (Cuadro 3).

State of Mexico, Mexico City, Jalisco, Veracruz, Michoacan, Guanajuato and Puebla (National Institute of Statistics and Geography (INEGI, 2010).

**Cuadro 2. Factores de conversión de la cadena maíz-tortilla.**  
**Table 2. Conversion factors for the maize-tortilla chain.**

Insumo	Producto elaborado	
Maíz	Harina de maíz	Masa de nixtamal
1 kg	0.938 kg de harina de maíz nixtamalizado	
1 kg	2.140 kg de masa	1.8 de masa
1 kg	1.560 kg de tortilla	1.400 kg de tortilla

Fuente. Retes (2010); SE (2012).

As shown in the table below, it is more efficient chain maize-maize flour-tortilla in which per kilogram of maize 1,560 kg tortilla occurs while the process nixtamalized-dough-tortilla produces 1,400 kg tortilla per kilogram of maize used (Table 2).

Additionally, because of its weighting in foods consumed by Mexicans, the tortilla is the second most important in the basic consumer basket, only after beef (SE, 2012) product; (Table 3).

**Cuadro 3. Ponderadores en el INPC y canasta básica de los 10 principales productos alimenticios en México.**  
**Table 3. Weights in the CPI and basket of 10 major food products in Mexico.**

Productos alimenticios	Ponderadores
Carne de res	1.79145
Tortilla de maíz	1.58664
Cerveza	1.56979
Leche pasteurizada y fresca	1.44288
Pollo	1.31802
Refrescos envasados	1.14496
Otros alimentos cocinados	1.01825
Carne de cerdo	0.69147
Huevo	0.62302
Cigarrillos	0.60724

Fuente. Secretaría de Economía (2012).

This reflects the importance of tortillas in feeding the population and the effect of price on the demand and purchasing power of the Mexican population in general and particularly of lower income.

Results of the National Council for the Evaluation of Social Development Policy (CONEVAL) show tortilla consumption in rural and urban areas. In the first case,

Lo anterior refleja la importancia que tiene la tortilla en la alimentación de la población del país y el efecto que tiene su precio sobre la demanda y sobre el poder de compra de la población mexicana en general y particularmente de la de menores ingresos.

Resultados del Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL), muestran el consumo de tortilla en zonas rurales y urbanas. En el primer caso, el CONEVAL calcula que para 2010 el consumo diario por persona de tortilla en las zonas rurales fue de 217.9 gramos; en contraste, en las zonas urbanas dicho indicador fue de 155.4 gramos. Con estos datos, se estimó que el consumo de tortilla en el país en 2010 ascendió a 6.9 millones de toneladas de tortilla con un valor de 72 481 millones de pesos (CONEVAL, 2010); (Cuadro 4).

**Cuadro 4. Consumo de tortilla en 2010.**  
**Table 4. Consumption of tortillas in 2010.**

	Consumo diario de tortilla por persona (gramos)	Precio Promedio 2010 (\$ kg)	Población 2010	Consumo per cápita tortilla por año (kg)	Consumo anual de tortilla (t)	Consumo anual de tortilla (millones de pesos)
Zonas Rurales	217.9	10.3	24 938 711	79.5	1 983 463	20 430
Zonas Urbanas	155.4	10.5	87 397 827	56.7	4 957 292	52 052
Total	169.3	10.4	112 336538	61.6	6 940 755	72 481

Fuente. CONEVAL (2010).

En materia de precios de la tortilla, la participación del maíz en la estructura de costos de la elaboración de la tortilla vía masa de nixtamal es de más de 68% a diferencia de la vía harina de maíz (SE, 2012). Es por ello, que el incremento del precio de la harina de maíz o la masa de nixtamal se ve reflejado directamente en el precio de la tortilla vendida en tiendas de autoservicio y tortillerías, debido a que se utiliza como materia prima. Si bien el precio de la tortilla ha mostrado cierta estabilidad, se han presentado aumentos en el precio de este producto básico. En particular, un aumento de 10.2% entre junio de 2010 y mayo de 2011. Para abril de 2012, el precio de la tortilla se ha estabilizado Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados (SNIIM, 2012).

Cada nivel de precios puede estar afectado por distintos tipos de disturbios. Es común que cuando el precio de un elemento de la cadena cambia, también lo hagan los demás precios que lo involucran.

the CONEVAL estimated that by 2010 the daily tortilla consumption per person in rural areas was 217.9 grams; in contrast, in urban areas this indicator was 155.4 grams. With these data, it was estimated that the tortilla consumption in the country in 2010 amounted to 6.9 million tons of with a value of 72 481 million pesos (CONEVAL, 2010); (Table 4).

Regarding prices of tortillas, maize participation in the cost structure of the development of satellite tortilla masa dough is over 68% as opposed to maize meal pathway (SE, 2012). It is for this reason that, the increase in the price of maize flour or dough is reflected directly in the price of tortillas sold in supermarkets and tortilla, because it is used as raw material. While the price of tortillas has shown some stability, there have been increases in the price of this commodity. In particular, an increase of 10.2% between June 2010

and May 2011. By April 2012, the price of tortillas has stabilized National System of Information and Integration of Markets (SNIIM, 2012).

Each price level may be affected by different types of disturbances. It is common that when the price of an item in the chain changes, so do the other prices involving him.

Finally, it states that price transmission depends on the focus of the study to analyse should be taken into account interventional characters in the marketing chain, wholesalers and retailers, in certain processes of transmission affect the process ; and that wholesale prices or retail respond more quickly when prices rise when prices fall (Zheng, Miller, Wang and Kai, 2007).

The study's main objective was to determine the link between the maize market and tortilla market, and analyse the effects of price shocks in order to take decisions on agricultural

Y finalmente, se afirma que una transmisión de precios, depende del enfoque del estudio a analizar, se deben de tomar en cuenta a los personajes intervencionistas en la cadena de comercialización, los mayoristas y los minoristas, en ciertos procesos de la transmisión afectan dicho proceso; y que los precios al por mayor o al por menor responden más rápidamente cuando los precios se incrementan que cuando los precios disminuyen (Zheng, Miller, Wang y Kai, 2007).

La investigación tuvo como objetivo principal, determinar el nexo que existe entre el mercado del maíz y el mercado de la tortilla, y analizar los efectos de las perturbaciones de los precios con el fin de tomar decisiones de política agrícola, tanto los productores como los consumidores mediante el análisis econométrico de las series de tiempo de cada una de ellas. Se plantea como hipótesis que en competencia perfecta, ante un cambio porcentual en el precio del maíz, existe un efecto directo en la misma proporción de ese cambio en el precio de la tortilla con afectaciones en la economía del consumidor; y debido a la existencia de monopolios en el almacenaje y los precios del maíz, existe una distorsión en el incremento de los precios de la materia prima, ya que ante un incremento de este último, los precios de la tortilla tienden a incrementarse en una mayor proporción.

## Materiales y métodos

En la investigación se tomaron series de precios del maíz y de la tortilla de enero de 2007 a junio de 2012, tomados del SNIIM. Estudios empíricos han reconocido la atribución no estacionaria de los datos de precios. Engle y Granger (1987) señalan que dado un par de series de tiempo integradas de primer orden, si existe una combinación lineal entre ellas, y si ésta es estacionaria, entonces se dice que existe un equilibrio a largo plazo (citado por Gotz, Qiu, Gervais y Glauben, 2012). Con ello, si un sistema de mercados de un bien homogéneo es eficiente, en equilibrio competitivo con beneficios marginales iguales a cero para las actividades de arbitraje comercial, se da una igualdad espacial y temporal de los precios de los mercados regionales, menos los costos de transacción (transporte y financiamiento). Las condiciones de equilibrio espacial temporal de un sistema de mercados para un bien homogéneo están dadas por:

$$p_{it} = p_{jt} + \tau_{ijt}; \text{ equilibrio espacial} \quad 1)$$

$$p_{i(t+k)} = p_{it} + \pi_{(T-t)}; \text{ equilibrio temporal} \quad 2)$$

policy, both producers and consumers by the econometric analysis of time series each. It is hypothesized that in perfect competition, to a percentage change in the price of maize, there is a direct effect in the same proportion as the change in the price of tortillas with effects on the economy of the consumer; and because of the existence of monopolies in the storage and maize prices, there is a distortion in the price increase of raw materials, as to an increase in the latter, the prices of tortillas tend to increase more ratio.

## Materials and methods

In researching series of maize prices and tortilla January 2007 to June 2012, SNIIM taken were taken. Empirical studies have recognized the non-stationary attribution of price data. Engle and Granger (1987) show that given a pair of time series integrated of first order, if there is a linear combination of them, and if it is stationary, then we say that there is a long-run equilibrium (cited by Gotz, Qiu Gervais and Glauben, 2012). Thus, if a market system of a homogeneous good is efficient in competitive equilibrium with equal marginal benefits to zero for the activities of commercial arbitration is given a spatial and temporal equity prices regional markets, less costs transaction (transport and financing). The temporal spatial equilibrium conditions of a market system for a homogeneous good are given by:

$$p_{it} = p_{jt} + \tau_{ijt}; \text{ spatial equilibrium} \quad 1)$$

$$p_{i(t+k)} = p_{it} + \pi_{(T-t)}; \text{ temporary equilibrium} \quad 2)$$

Where:  $p_{it}$  = present price (t) in the regional market i,  $\forall i = 1, 2, \dots, n$  markets,  $k = 1, 2, \dots, T$  periods;  $p_{jt}$  = present price (t) in the regional market j,  $\forall j = 1, 2, \dots, m$  markets;  $\tau_{ijt}$  = j market transportation costs to market i at time t, and  $\pi(Tt)$  = financial costs to an interest rate r on T-t period.

The above equilibrium conditions are part of the theory of partial equilibrium analysis by Alfred Marshall (Davenport, 1965), where the set of trading companies seek in combination to maximize the (spatial) benefit trade flow at time t and the future benefit (temporary) storage in the period Tt. Space efficiency occurs when the price difference at time t equals the cost of transporting an additional unit of good (Godínez, 2005).



Donde:  $p_{it}$  = precio presente ( $t$ ) en el mercado regional  $i$ ,  $\forall i = 1, 2, \dots, n$  mercados,  $k = 1, 2, \dots, T$  periodos;  $p_{jt}$  = precio presente ( $t$ ) en el mercado regional  $j$ ,  $\forall j = 1, 2, \dots, m$  mercados;  $\tau_{ijt}$  = costos de transporte del mercado  $j$  al mercado  $i$  en el tiempo  $t$ , y  $\pi_{T-t}$  = costos financieros a una tasa de interés  $r$  en el periodo  $T-t$ .

Las anteriores condiciones de equilibrio se enmarcan dentro de la teoría del equilibrio parcial en el análisis de Alfred Marshall (Davenport, 1965), en donde el conjunto de empresas comercializadoras buscan maximizar combinadamente el beneficio (espacial) del flujo de comercio en el tiempo  $t$  y el beneficio futuro (temporal) del almacenamiento en el periodo  $T-t$ . La eficiencia espacial ocurre cuando la diferencia de precios en el momento  $t$  iguala al costo de transportar una unidad adicional del bien (Godínez, 2005).

En términos espaciales, el paradigma clásico de la ley de un precio único dan modelos de determinación de precio espacial estándar, por ello, la ausencia de integración de mercado, tienen implicaciones importantes en el bienestar económico (Rapsomanikis, Hallam y Conforti, 2004). En referencia a la ley anterior, Herrarte (2007) menciona que si resulta más barato comprar un bien en otro país, existirían incentivos para comprarlo en el otro país lo que aumentaría la demanda del bien en el país externo incrementando su precio hasta que se igualen ambos precios. En teoría, los modelos de precios espaciales sugieren que, si dos mercados están relacionados por el comercio en un régimen de mercado libre, el exceso de demanda u oferta existente en un mercado tendrán un impacto igual en el precio en ambos mercados (Rapsomanikis *et al.*, 2004).

Dado los precios para una mercancía en dos mercados separados espacialmente  $p_{1t}$  y  $p_{2t}$ , la ley de precio único y el modelo de Enke-Samuelson-Takayama-Judge postulan que en todos los puntos de tiempo permitiendo la transferencia de los costos  $c$ , para transportar la mercancía del mercado uno al dos, la relación entre los precios es como se expresa (Godínez, 2005):

$$p_{1t} = p_{2t} + c \quad 3)$$

Si la relación entre los dos precios, es tal que la formula anterior se mantiene, los mercados están integrados. Sin embargo, este caso extremo puede ser improbable que ocurra, especialmente en el corto tiempo. En otro extremo, si la distribución conjunta de los dos precios se encontrará

In spatial terms, the classic paradigm of the law of one price calculation models provide standard space price, therefore, the lack of market integration, have important implications for economic welfare (Rapsomanikis, Hallam and Conforti, 2004). Referring to the previous law, Herrarte (2007) mentions that if it is cheaper to buy a property in another country, there would be incentives to buy in another country which would increase the demand for good in the foreign country to increase its price up to equalize both prices. In theory, models of spatial prices suggest that if two markets are linked by trade a free market regime, the excess demand or supplies in a market have an equal impact on the price in both markets (Rapsomanikis *et al.*, 2004).

Since prices for a good in two spatially separated markets  $p_{1t}$  and  $p_{2t}$  the law of one price and model Enke-Samuelson-Takayama-Judge postulated that at all points of time allowing the transfer of costs  $c$ , to carry the goods market 1 to 2, the relationship between the prices is as expressed (Godínez, 2005):

$$p_{1t} = p_{2t} + c \quad 3)$$

If the relationship between the two prices is such that, the above formula is maintained, the markets are integrated. However, this extreme case may be unlikely to occur, particularly in the short time. At the other extreme, if the joint distribution of the two prices will be found that are completely independent, then one can say that there is no co-integration market and there is no transmission of price. Overall spatial arbitrage is expected to allow prices of goods differ by an amount that is less than or equal to a transfer of costs to price ratio, as shown in the following equation:

$$p_{2t} - p_{1t} \leq c \quad 4)$$

Fackler and Goodwin (2002) refer to the previous relationship as the spatial arbitrage condition and postulate that identifies a weak form of the law of one price, the strong form is characterized by equation 3. They also emphasize that the relation 4 represents an equilibrium condition.

Engle and Granger (1987) refer to the concept of co-integration involving integration of first order of the variables  $I(1)$ . Wooldridge (2006) mentioned that, the concept of co-integration provides a framework for estimating and testing of a balanced relationship between long-term integrated non-stationary variables. Besides generalized price if two spatially separated markets (or different levels of the

que son completamente independientes, entonces uno puede decir que no existe cointegración de mercado y no hay ninguna transmisión de precio. En general el arbitraje espacial, es esperado para permitir que los precios de una mercancía difieran por una cantidad que es menor o igual que una transferencia de costos con relación entre los precios, como se presenta en la siguiente ecuación:

$$p_{2t} - p_{1t} \leq c \quad 4)$$

Fackler y Goodwin (2002) se refieren a la relación anterior como la condición de arbitraje espacial y postulan que identifica una forma débil de la ley de precio único, la forma fuerte es caracterizada por la ecuación 3. Ellos también enfatizan que la relación 4 representa una condición de equilibrio.

Engle y Granger (1987) hacen referencia al concepto de cointegración que involucran integración de primero orden de las variables  $I(1)$ . Wooldridge (2006) menciona que el concepto de cointegración da un marco de estimación y prueba de una relación de equilibrio a largo plazo entre variables integradas no estacionarias. Además generaliza que si dos precios en mercados separados espacialmente (o niveles diferentes de la cadena de oferta)  $p_{1t}$  y  $p_{2t}$  contienen una tendencia estocástica y son integradas del mismo orden; es decir,  $I(0)$ , se dice que los precios están cointegrados si:

$$p_{1t} - \beta p_{2t} = u_t \quad 5)$$

Es  $I(0)$  integrada de orden cero.

$[1 - \beta]'$  se refiere a un vector de cointegración (en el caso de dos variables y un escalar), mientras que la ecuación tres se dice que es la regresión de cointegración. La regresión anterior puede ser estimada por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) (Engle y Granger, 1987) o un método de información completa de máxima verosimilitud (Johansen, 1988, 1991). Por lo que, específicamente  $p_{1t}$  y  $p_{2t}$  están cointegrados si existe una combinación lineal entre ellas y esta no tiene una tendencia estocástica aun cuando las series individuales contienen una tendencia estocástica (Stock y Watson, 1988). La cointegración indica que los precios se mueven juntos en el largo plazo, aunque en el corto plazo se distorsionan. Engle y Granger (1987) prueban la hipótesis nula de no cointegración mediante la aplicación de prueba de raíz unitaria sobre  $\hat{u}_t$ . Johansen (1988, 1991) derivó la distribución de dos pruebas estadísticas de la nula de no integración refiriéndose a la prueba de la traza y máximo Eigenvalor.

supply chain)  $p_{1t}$  and  $p_{2t}$  contain a stochastic trend and are integrated of the same order; ie  $I(0)$ , it is said that prices are cointegrated if:

It is  $I(0)$  integrated zero order.

$[1 - \beta]'$  refers to a co-integrating vector (in the case of two variables and a scalar), while equation is said to be three regression co-integration. The above regression can be estimated by ordinary least squares (OLS) (Engle and Granger, 1987) or a method of full information maximum likelihood (Johansen, 1988, 1991). As specifically  $p_{1t}$  and  $p_{2t}$  are cointegrated if a linear combination between them and this has no tendency stochastic even when individual series contain a stochastic trend (Stock and Watson, 1988). The co-integration indicated that, the prices move together in the long term, although in the short term are distorted. Engle and Granger (1987) test the null hypothesis of no co-integration by applying unit root test on  $\hat{u}_t$ . Johansen (1988, 1991) derived the distribution of two statistical tests of the null of non-integration test referring to the trace and maximum eigenvalue.

When  $\hat{u}_t$  is stationary, the stochastic trend in prices contained, they have a proportionality in the long run, under the co-integration parameter  $\beta$  measures the ratio of long-term balance between them. This parameter has sometimes been interpreted as the elasticity of price transmission when the price series are transformed into logarithms.

Formally market integration, the concept of co-integration has an important implication proposed in Granger theorem statement (Engle and Granger, 1987). According to this theorem, if two variables of order of integration  $I(1)$ , these are co-integrated, their relationship can be described by an error correction model (ECM) and vice versa. In the event that the prices of two spatially separated markets,  $p_{1t}$  and  $p_{2t}$ , are co-integrated, the representation of the model vector error correction (VECM) is described as:

$$\begin{pmatrix} \Delta p_{1t} \\ \Delta p_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_1 \end{pmatrix} (p_{1t-1} - \beta p_{2t-1}) + A_2 \begin{pmatrix} \Delta p_{1t-1} \\ \Delta p_{2t-1} \end{pmatrix} + \dots + A_k \begin{pmatrix} \Delta p_{1t-k} \\ \Delta p_{2t-k} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{pmatrix} \quad 6)$$

Where:  $v_{1t}$  and  $v_{2t}$  are identically distributed with zero mean and finite constant variance, while the operator  $\Delta$  denotes that the variables  $I(1)$  have been deferred in order to achieve stationarity.

$$\Delta p_{1t} - \beta p_{2t}$$



Cuando  $u_t$  es estacionario, la tendencia estocástica contenida en los precios, tienen una proporcionalidad en el largo plazo, bajo cointegración el parámetro  $\beta$  mide la relación de equilibrio en el largo plazo entre ellas. Este parámetro algunas veces ha sido interpretado como la elasticidad de transmisión de precio, cuando las series de precios están transformadas en logaritmos.

La integración de mercado formalmente, el concepto de cointegración tiene una implicación importante, propuesto en el teorema de declaración de Granger (Engle y Granger, 1987). De acuerdo con este teorema, si dos variables de orden de integración  $I(1)$ , están cointegradas, su relación puede ser descrita por un modelo de corrección de error (MCE) y viceversa. En el caso de que los precios de dos mercados separados espacialmente,  $p_{1t}$  y  $p_{2t}$ , están cointegrados, la representación del Modelo del Vector de Corrección de Error (MVCE) se describe como:

$$\begin{pmatrix} \Delta p_{1t} \\ \Delta p_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} (p_{1t-1} - \beta p_{2t-1}) + A_2 \begin{pmatrix} \Delta p_{1t-1} \\ \Delta p_{2t-1} \end{pmatrix} + \dots + A_k \begin{pmatrix} \Delta p_{1t-k} \\ \Delta p_{2t-k} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{pmatrix} \quad (6)$$

Donde:  $v_{1t}$  y  $v_{2t}$  están distribuidas idénticamente con media cero y varianza finita constante, mientras que el operador  $\Delta$  denota que las variables  $I(1)$  han sido diferidas a fin de lograr estacionariedad.

$$\Delta p_{1t} - \beta p_{2t}$$

La inclusión de los niveles de las variables  $p_{1t}$  y  $p_{2t}$  junto a sus términos de diferencia  $\Delta p_{1t}$  y  $\Delta p_{2t}$  es el punto central del MCE. Los parámetros contenidos en las matrices  $A_2 \dots A_k$ , que mide los efectos de corto plazo, mientras  $\beta$  es el parámetro cointegrante que caracteriza la relación de equilibrio de largo plazo entre los dos precios. Los niveles de las variables de entrada al MCE combinada como una identidad ( $p_{1t-1} - \beta p_{2t-1}$ ) refleja los errores o alguna divergencia de este equilibrio y corresponde al término de error rezagado de la ecuación 3.

El vector  $\begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix}$  de parámetros contenidos, usualmente  $0 < |\alpha_i| < 1, i = 1, 2$ , es común llamado coeficiente de corrección de error, que mide el grado de correcciones de los errores en el mercado iniciado mediante el ajuste de  $p_{1t}$  y  $p_{2t}$  hacia la restauración de la relación de equilibrio a largo plazo. La rapidez con los cuales el mercado regresa al equilibrio depende de la proximidad de  $\alpha_i$  a uno. En este contexto, los ajustes de corto plazo son direccionados por la relación de equilibrio de largo plazo, permitiendo a los investigadores la evaluación de la rapidez de ajuste que modela la relación entre los dos precios.

The inclusion of variable levels  $p_{1t}$  and  $p_{2t}$  with their terms of difference  $\Delta p_{1t}$  and  $\Delta p_{2t}$  is the focus of MCE. The parameters contained in the  $A_2 \dots A_k$ , which measures short-term effects matrices, while  $\beta$  is the co-integral parameter characterizing the relationship of long-term equilibrium between the two prices. The levels of the input variables to the MCE combined as an identity ( $p_{1t-1} - \beta p_{2t-1}$ ) reflects any errors or divergence of this equilibrium and corresponds to the error term equation lagging 3.

The vector  $\begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix}$  of content parameters, usually  $0 < |\alpha_i| < 1, i = 1, 2$ , is called common error correction coefficient, which measures the degree of correction of errors in the market initiated by the  $p_{1t}$  and  $p_{2t}$  setting and towards restoring the equilibrium relationship long term. The speed with which the market returns to equilibrium depends on the proximity of  $\alpha_i$  to one. In this context, short-term adjustments are addressed by the ratio of long-term equilibrium, allowing researchers to evaluate the speed of adjustment modelling the relationship between the two prices.

Another important implication of the representation of co-integration and error correction is that the co-integration between two variables implies the existence of causation (in Granger) including, at least in one direction (Granger, 1988). The definition of causality and its relevance in the context of market integration and price transmission warrants some discussion. The co-integration alone cannot be used to make inferences in the direction of causation between variables, so causality tests are necessary. Granger (1969) proposed an empirical definition of causation based solely on his description forecast: if  $x_t$  produces  $y_t$ , then  $y_{t+1}$  is better predicted if the information in  $x_t$  is used, where the predicted value have a lower variance.

This definition has caused considerable controversy in the literature as well as the priority of the real indicators rather than the instantaneous causality that most economists profess. But nevertheless, if two markets are integrated, the price on a  $p_1$  market, could often be established as the Granger causality of that price in another  $p_2$  and vice versa. Therefore, Granger causality gives evidence while the price transmission direction is occurring between the two markets.

The hypothesis that  $p_1$  causes  $p_2$  and vice versa, can be evaluated within a framework of a self-regressive vector (VAR) for the null that the coefficients of a subset of variables determined in common, the term delayed  $p_1$  are equal to zero. Moreover, Granger (1988) proposed a test for causation in

Otra importante implicación de la representación de cointegración y de corrección de error es que la cointegración entre dos variables implica la existencia de causalidad (en el sentido de Granger) entre ellas, al menos en una dirección (Granger, 1988). La definición de causalidad y su relevancia en el contexto de integración de mercado y transmisión de precio justifica algunas discusiones. La cointegración por sí sola, no puede ser usada para hacer inferencias en dirección de causación entre las variables, por lo que las pruebas de causalidad son necesarias. Granger (1969) propone una definición empírica de causalidad basada únicamente en su descripción de pronóstico: si  $x_t$  causa a  $y_t$  entonces  $y_{t+1}$  es mejor pronosticada si la información en  $x_t$  es empleada, donde el valor pronosticado tendrá una varianza menor.

Esta definición ha causado considerable controversia en la literatura, así como la prioridad de los indicadores reales más que en la causalidad instantánea que la mayoría de los economistas profesan. Sin embargo; si dos mercados están integrados, el precio en un mercado  $p_1$ , podría comúnmente ser establecido como la causalidad de Granger de ese precio en otro mercado  $p_2$  y/o viceversa. Por lo tanto, la causalidad de Granger da evidencia en tanto que la dirección de transmisión de precio está ocurriendo entre los dos mercados.

La hipótesis de que  $p_1$  causa a  $p_2$  y viceversa puede ser evaluado en un marco de un vector autorregresivo (VAR) para contrastar la nula de que los coeficientes de un subconjunto de variables determinadas en común, el término de  $p_1$  retrasado son iguales a cero. Además, Granger (1988) propuso una prueba para la causalidad en el largo plazo en el contexto de la representación de corrección de error de un sistema cointegrado de variables. La presencia y dirección de la causalidad de Granger en el largo plazo puede ser evaluado por la prueba de nulidad de los coeficientes de corrección de error  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$  en el MVCE presentado en la ecuación 5, son iguales a cero, que es una prueba que también revela la exogeneidad débil en el sentido econométrico. En más detalle, bajo  $\alpha_1 = 0$ ,  $\alpha_2 \neq 0$ ,  $p_2$  causa en el sentido de Granger a  $p_1$  en el largo plazo, y bajo  $\alpha_2 = 0$ ,  $\alpha_1 \neq 0$ ,  $p_1$  causa a  $p_2$  en el largo plazo, mientras que bajo  $\alpha_1 \neq 0$ ,  $\alpha_2 \neq 0$ , al mismo tiempo las series con causalidad de Granger se causan entre sí en el largo plazo.

La representación de corrección de error también proporciona un marco para probar la asimetría y los ajustes no lineales del equilibrio a largo plazo. Granger y Lee (1989) propone un modelo de corrección de error asimétrico (MCEA) donde

the long term in the context of error correction representation of co-integrated system variables. The presence and direction of Granger causality in the long term can be evaluated by the test of nullity of correction coefficients  $\alpha_1$  and  $\alpha_2$  error in the VECM presented in equation 5, they are equal to zero, which is a test that also reveals the weak exogeneity in the econometric sense. In more detail, under  $\alpha_1 = 0$ ,  $\alpha_2 \neq 0$ ,  $p_2$  cause in Granger to  $p_1$  in the long term, and under  $\alpha_2 = 0$ ,  $\alpha_1 \neq 0$ ,  $p_1$  causes  $p_2$  in the long run, while under  $\alpha_1 \neq 0$ ,  $\alpha_2 \neq 0$ , while the series with Granger causality are caused each other in the long run.

The error correction representation also provides a framework to test the asymmetry and non-linear fits of long-term equilibrium. Granger and Lee (1989) proposed an asymmetric correction model error (MCEA) where the speeds of adjustment of endogenous variables depend on whether the deviation of the long-term balance is positive or negative. Simple MCEA is specified as follows:

$$\Delta p_{1t} = \mu_1 + \alpha_1^+(p_{1t-1} - \beta p_{2t-1})^+ + \alpha_1^-(p_{1t-1} - \beta p_{2t-1})^- + \sum_{i=0}^k \delta_i \Delta p_{2t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta p_{1t-i} + v_{1t} \quad (7)$$

Errors or differences of this balance are divided into two  $(p_{1t-1} - \beta p_{2t-1})^+$  and  $(p_{1t-1} - \beta p_{2t-1})^-$  reflecting positive and negative imbalance respectively. In this context, asymmetry occurs in the event when the positive or negative deviations from the long-term balance between  $p_{1t}$  and  $p_{2t}$  result in a  $p_{1t}$  change that has a different magnitude. Therefore, an asymmetric transmission means  $\alpha_1^+$  is not equal to  $\alpha_1^-$ . The invalidity of symmetry against the alternative hypothesis that fits is asymmetrical which is proven by the imposition of equality restriction  $\alpha_1^+ = \alpha_1^-$ .

In addition, the short-term asymmetric transmission can also be measured by the decomposition of  $\Delta p_{2t}$  into two parts that reflect the increases and price drops to measure the equality of coefficients for the short term. The asymmetric adjustment can also be tested by Prakash, Oliver and Balcombe (2001) which mentioned that, the method involves assigning a dummy variable,  $d = 0$  for all parameters underlying delay distributed self-regressive form (RDA), if there is a positive balance y,  $d = 1$  if there is a negative balance.

The asymmetric adjustment of long-term equilibrium is then measured by zero taxation and restrictions on the parameters of the dichotomous variables. To analyse the degree of integration of the series Dickey-Fuller (Dickey and Fuller, 1979) test is used and Phillips and Perron (Phillips and Perron, 1988) (Prakash *et al.*, 2001).

la rapidez de ajuste de las variables endógenas dependen de si la desviación del equilibrio a largo plazo es positivo o negativo. El MCEA simple es especificado como sigue:

$$\Delta p_{1t} = \mu_1 + \alpha_1^+(p_{1t-1} - \beta p_{2t-1})^+ + \alpha_1^-(p_{1t-1} - \beta p_{2t-1})^- + \sum_{i=0}^k \delta_i \Delta p_{2t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta p_{1t-i} + v_{1t} \quad (7)$$

Los errores o las divergencias de este equilibrio son descompuestos en dos partes  $(p_{1t-1} - \beta p_{2t-1})^+$  y  $(p_{1t-1} - \beta p_{2t-1})^-$  que reflejan el desequilibrio positivo y negativo respectivamente. En este contexto, la asimetría se produce en el evento cuando las divergencias positivas o negativas del equilibrio a largo plazo entre  $p_{1t}$  y  $p_{2t}$  resulta un cambio en  $p_{1t}$  que tiene una diferente magnitud. Por lo tanto, una transmisión asimétrica significa que  $\alpha_1^+$  no es igual a  $\alpha_1^-$ . La nulidad de la simetría contra la hipótesis alternativa que ajusta es asimétrica que está probado por la imposición de la igualdad de restricción  $\alpha_1^+ = \alpha_1^-$ .

Además, la transmisión asimétrica a corto plazo también puede ser medida por la descomposición de  $\Delta p_{2t}$  en dos partes que reflejan los incrementos y caídas de los precios, para medir la igualdad de los coeficientes correspondientes a corto plazo. El ajuste asimétrico puede ser también probado por Prakash, Oliver y Balcombe (2001) donde mencionan que el método involucra la asignación de una variable dummy,  $d=0$  para todos los parámetros que subyacen en retraso distribuido de forma autorregresiva (RDA) si hay un equilibrio positivo y,  $d=1$  si hay equilibrio negativo.

El ajuste asimétrico del equilibrio a largo plazo es entonces medido por la imposición y las restricciones cero sobre los parámetros de las variables dicótomas. Para analizar el grado de integración de series se utiliza la prueba Dickey-Fuller Aumentada (Dickey y Fuller, 1979) y la de Phillips y Perron (Phillips y Perron, 1988) (Prakash *et al.*, 2001).

## Resultados y discusión

En el modelo de regresión lineal simple siguiente:

$$PPPT_t = \beta_0 + \beta_1 PPPM_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Donde:  $PPPT_t$  es el precio promedio ponderado de la tortilla en el tiempo  $t$ ,  $PPPM_t$  es el precio promedio ponderado del maíz en el tiempo  $t$ ,  $\beta_0$  es una ordenada al origen interpretado como una tendencia lineal,  $\beta_1$  es el parámetro a estimar de transmisión y  $\varepsilon_t$  es el término aleatorio de error. Se resume la investigación.

## Results and discussion

In the model of simple linear regression following:

$$PPPT_t = \beta_0 + \beta_1 PPPM_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Where:  $PPPT_t$  is the weighted average price of tortillas at time  $t$ ,  $PPPM_t$  is the weighted average price of maize at time  $t$ ,  $\beta_0$  intercept is interpreted as a linear trend,  $\beta_1$  is the transmission parameter to be estimated and  $\varepsilon_t$  is the random error term. It summarizes research.

Added to this, the price transmission elasticity is given by:

$$\eta = \frac{\partial PPPT_t}{\partial PPPM_t} \frac{PPPM_t}{PPPT_t} = \beta_1 \frac{PPPM_t}{PPPT_t} \quad (9)$$

Studies have assumed symmetry in the transmission rate when the transmission elasticity (Heien 1980; Kinnucan and Forker, 1987) is calculated which means that, the behaviour or series of movements  $PPPT$  and  $PPPM$  are similar in direction and movement. As well, there are other studies that indicate that relationship in terms of price transmission it is asymmetric. Cramon-Taubadel and Meyer (2004) found asymmetry in the transmission of price and argued that such asymmetry may be for evidence of market failure or abuse of market power.

Greene (2008) mentioned that if the series have a unit root can make a regression analysis if there is a relationship of co-integration between variables. For this test approach Johansen co-integration pairs (Johansen, 1991) is used; ie.  $PPPM_{COR}$  and  $PPPT_{COR}$ ;  $PPPM_{CTE}$  and  $PPPT_{CTE}$ ;  $LPPPM_{COR}$  and  $LPPPT_{COR}$ ; and finally,  $LPPPM_{CTE}$  and  $LPPPT_{CTE}$  (L, means natural logarithm).

The above test evidence supports that, the series come from a vector auto-regression represented in a vector error correction model where two versions are discussed, as Johansen; the first is proof of the trace and the other the maximum eigenvalue. Therefore, the first step was to determine the order of self-regressive vector, using the Akaike information criterion (Akaike, 1974) the results indicate that the best lag is two, so that a second order vector auto-regression is specified.

In the test of co-integration Johansen noted that the hypothesis of a co-integrating vector is rejected; that is, under the null hypothesis  $r = 0$ , when the trace  $> 5\%$  critical value; against

Aunado a ello, la elasticidad de transmisión de precio está dada por:

$$\eta = \frac{\partial \text{PPPT}_t}{\partial \text{PPPM}_t} \frac{\text{PPPM}_t}{\text{PPPT}_t} = \beta_1 \frac{\text{PPPM}_t}{\text{PPPT}_t} \quad 9)$$

Estudios han asumido simetría en la transmisión de precio cuando se calcula la elasticidad de transmisión (Heien, 1980; Kinnucan y Forker, 1987) lo que implica que el comportamiento o movimientos de la series del PPPM y del PPPT son similares en dirección y movimiento. Al igual, existen otros estudios que indican que esa relación, en términos de transmisión de precio, es asimétrica. Cramon-Taubadel y Meyer (2004) encontraron asimetría en la transmisión de precio y argumentaron que tal asimetría puede ser por evidencias de fallas de mercado o de abuso del poder del mercado.

Greene (2008) menciona que si las series presentan raíz unitaria se puede efectuar un análisis de regresión si existe una relación de cointegración entre las variables. Para ello se emplea el enfoque de prueba de cointegración de Johansen por pares (Johansen, 1991); es decir, PPPMCOR y PPPTCOR; PPPMCTE y PPPTCTE; LPPPMCOR y LPPPTCOR; y finalmente, LPPPMCCTE y LPPPTCTE (L, significa logaritmo natural).

La prueba anterior admite que las series provienen de un vector autorregresivo con representación en un modelo vectorial de corrección de error de donde se analizan dos versiones, según Johansen; la primera es la prueba de la traza y la otra del máximo eigenvalor. Por ello, un primer paso fue determinar el orden del vector autorregresivo, utilizando el criterio de información de Akaike (Akaike, 1974), los resultados indican que el mejor rezago es dos, por lo que se especificó un vector autorregresivo de orden dos.

En la prueba de cointegración de Johansen se observó que se rechaza la hipótesis de un vector cointegrante; es decir, bajo la hipótesis nula  $r=0$ , cuando la traza  $> 5\%$  de valor crítico; contra la alterna  $r=1$ , cuando la traza  $< 5\%$  de valor crítico. Para los cuatro pares de series estudiadas, no se rechaza la hipótesis nula, por lo que se concluye que no se cumple la prueba de cointegración de Johansen. Por lo que se procedió a la transformación de las series de tiempo no estacionarias, esto a través de la diferenciación de primer orden. Gujarati y Porter (2010) mencionan que la existencia de una relación entre variables no prueban causalidad y mucho menos la dirección de la influencia de las variables.

the alternative  $r=1$ , when the trace  $< 5\%$  of critical value. For four pairs of series studied, the null hypothesis is not rejected, so we conclude that the test of Johansen co-integration is not met. So, we proceeded to the transformation of non-stationary time series, this through the differentiation of the first order. Gujarati and Porter (2010) mention that the existence of a relationship between variables does not prove causality let alone the direction of the influence of the variables.

The null hypothesis of Granger causality test (1988) mentioned that, the group 1 is influenced by itself, and not by group 2. According to the study, the pair of series PPPMCORDIF-PPPTCORDIF (DIF means differentiation) the group one, the weighted average price to the current price of tortillas cause itself; that is, the current price with two lags explains price behaviour current trend, and it is not influenced by the weighted average price to the current price of maize, that is, the PPPMCORDIF do not no cause in Granger sense at PPPTCORDIF.

So, the weighted average price to the current price of tortillas is independent. The same is true when the test was performed for PPPTCTEDIF-PPPMCTEDIF, LPPPTCORDIF-LPPPMCORDIF and finally LPPPTCTEDIF-LPPPMCTEDIF pairs. Therefore, the following self-regressive order two vectors was constructed models:

$$\begin{pmatrix} \text{PPPTCORDIF} \\ \text{PPPMCORDIF} \end{pmatrix}_t = \begin{pmatrix} 0.0245 \\ 0.0146 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.8486 & 0.0684 \\ 0.2969 & 0.3013 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{PPPTCORDIF} \\ \text{PPPMCORDIF} \end{pmatrix}_{t-1} + \begin{pmatrix} -0.3156 & -0.0241 \\ 0.0353 & -0.1441 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{PPPTCORDIF} \\ \text{PPPMCORDIF} \end{pmatrix}_{t-2} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad 10)$$

$$\begin{pmatrix} \text{PPPTCTEDIF} \\ \text{PPPMCTEDIF} \end{pmatrix}_t = \begin{pmatrix} 0.0092 \\ 0.0133 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.7629 & 0.1041 \\ 0.2000 & 0.2997 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{PPPTCTEDIF} \\ \text{PPPMCTEDIF} \end{pmatrix}_{t-1} + \begin{pmatrix} -0.3352 & 0.0149 \\ 0.1097 & -0.1072 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{PPPTCTEDIF} \\ \text{PPPMCTEDIF} \end{pmatrix}_{t-2} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad 11)$$

$$\begin{pmatrix} \text{LPPPTCORDIF} \\ \text{LPPPMCORDIF} \end{pmatrix}_t = \begin{pmatrix} 0.0024 \\ 0.0026 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.8449 & 0.0300 \\ 0.2969 & 0.3097 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{LPPPTCORDIF} \\ \text{LPPPMCORDIF} \end{pmatrix}_{t-1} + \begin{pmatrix} -0.3187 & -0.0066 \\ -0.3332 & -0.1449 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{LPPPTCORDIF} \\ \text{LPPPMCORDIF} \end{pmatrix}_{t-2} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad 12)$$



La hipótesis nula de la prueba de causalidad de Granger (1988) menciona que el grupo 1 está influenciado por sí mismo, y no por el grupo 2. Conforme al estudio, del par de series PPPTCORDIF-PPPMCORDIF (DIF, significa diferenciación), se dice que el grupo uno, el precio promedio ponderado a precio corriente de la tortilla se causa a sí mismo; es decir, el precio corriente con dos rezagos explica el comportamiento del precio corriente actual, y éste no está influenciado por el precio promedio ponderado a precio corriente del maíz, es decir, el PPPMCORDIF no causa en el sentido de Granger al PPPTCORDIF.

Por lo que, el precio promedio ponderado a precio corriente de la tortilla es independiente. Lo mismo ocurre cuando se realiza la prueba para los pares PPPTCTEDIF-PPPMCTEDIF, LPPPTCORDIF-LPPPMCORDIF y finalmente LPPPTCTEDIF-LPPPMCTEDIF. Por ello, se construyó los siguientes modelos vectoriales autorregresivos de orden dos:

$$\begin{pmatrix} \text{PPPTCORDIF} \\ \text{PPPMCORDIF} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.0245 \\ 0.0146 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.8486 & 0.0684 \\ 0.2969 & 0.3013 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{PPPTCORDIF} \\ \text{PPPMCORDIF} \end{pmatrix}_{t-1} + \begin{pmatrix} -0.3156 & -0.0241 \\ 0.0353 & -0.1441 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{PPPTCORDIF} \\ \text{PPPMCORDIF} \end{pmatrix}_{t-2} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (10)$$

$$\begin{pmatrix} \text{PPPTCTEDIF} \\ \text{PPPMCTEDIF} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.0092 \\ 0.0133 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.7629 & 0.1041 \\ 0.2000 & 0.2997 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{PPPTCTEDIF} \\ \text{PPPMCTEDIF} \end{pmatrix}_{t-1} + \begin{pmatrix} -0.3352 & 0.0149 \\ 0.1097 & -0.1072 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{PPPTCTEDIF} \\ \text{PPPMCTEDIF} \end{pmatrix}_{t-2} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (11)$$

$$\begin{pmatrix} \text{LPPPTCORDIF} \\ \text{LPPPMCORDIF} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.0024 \\ 0.0026 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.8449 & 0.0300 \\ 0.2969 & 0.3097 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{LPPPTCORDIF} \\ \text{LPPPMCORDIF} \end{pmatrix}_{t-1} + \begin{pmatrix} -0.3187 & -0.0066 \\ -0.3332 & -0.1449 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{LPPPTCORDIF} \\ \text{LPPPMCORDIF} \end{pmatrix}_{t-2} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (12)$$

$$\begin{pmatrix} \text{LPPPTCTEDIF} \\ \text{LPPPMCTEDIF} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.0008 \\ 0.0026 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.7495 & 0.0495 \\ 0.5199 & 0.3266 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{LPPPTCTEDIF} \\ \text{LPPPMCTEDIF} \end{pmatrix}_{t-1} + \begin{pmatrix} -0.3332 & -0.0098 \\ 0.1970 & -0.1248 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{LPPPTCTEDIF} \\ \text{LPPPMCTEDIF} \end{pmatrix}_{t-2} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (13)$$

$$\begin{pmatrix} \text{LPPPTCTEDIF} \\ \text{LPPPMCTEDIF} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.0008 \\ 0.0026 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.7495 & 0.0495 \\ 0.5199 & 0.3266 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{LPPPTCTEDIF} \\ \text{LPPPMCTEDIF} \end{pmatrix}_{t-1} + \begin{pmatrix} -0.3332 & -0.0098 \\ 0.1970 & -0.1248 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{LPPPTCTEDIF} \\ \text{LPPPMCTEDIF} \end{pmatrix}_{t-2} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (13)$$

Based on the above, the estimator of the transmission elasticity price in each of the specified pairs, as illustrated in the following equations under the assumption that the elasticity is obtained transmission 1. It means that there is a transmission effect of the weighted average price of maize to the weighted average price of tortillas. As a result elasticity approaches one.

$$\eta_{\text{PPPTCORDIF\_PPPMCORDIF}} = 0.9999 \approx 1 \quad (14)$$

$$\eta_{\text{PPPTCTEDIF\_PPPMCTEDIF}} = 0.9998 \approx 1 \quad (15)$$

$$\eta_{\text{LPPPTCORDIF\_LPPPMCORDIF}} = 0.9999 \approx 1 \quad (16)$$

$$\eta_{\text{LPPPTCTEDIF\_LPPPMCTEDIF}} = 0.9999 \approx 1 \quad (17)$$

## Conclusions

As shown in the results, the transmission elasticity are closer to one, i.e., not significantly different from one for the pair of time series related, so it is concluded that on average, a unit elasticity, which explains that to a change in the weighted average price of maize, the weighted average price of tortillas varies in almost the same proportion, in other words, has a symmetrical transmission space price, this is consistent with a competitive structure or a perfect reading conditions producer by industrialists or tortilla-makers. So, the price of tortillas cannot be above the rising price of maize. Although, prices move in different markets, there is a strong relationship because in the process of making maize tortillas are needed in a little over fifty percent.

When applying Granger causality test, we found that, the series does not cause, but there is causality in the own series; i.e. past values of the weighted average price of maize do not improve the prediction of the average weighted price of the tortilla, but only themselves.

En base a lo anterior se obtuvo el estimador de la elasticidad de transmisión de precio en cada uno de los pares especificados, como se ilustra en las ecuaciones siguientes, bajo la hipótesis de que dicha elasticidad de transmisión es 1. Lo que significa que hay una transmisión del efecto del precio promedio ponderado del maíz al precio promedio ponderado de la tortilla. Como resultado la elasticidad se aproxima a uno.

$$\eta_{PPPTCORDIF\_PPPMCORDIF} = 0.9999 \approx 1 \quad 14)$$

$$\eta_{PPPTCTEDIF\_PPPMCTEDIF} = 0.9998 \approx 1 \quad 15)$$

$$\eta_{LPPPTCORDIF\_LPPPMCORDIF} = 0.9999 \approx 1 \quad 16)$$

$$\eta_{LPPPTCTEDIF\_LPPPMCTEDIF} = 0.9999 \approx 1 \quad 17)$$

## Conclusiones

Como se observa en los resultados obtenidos, la elasticidad de transmisión se aproxima a uno, es decir, no significativamente diferente de uno para los pares de las series de tiempo relacionadas, por lo que se concluye que en promedio es una elasticidad unitaria, que explica que ante una variación en el precio promedio ponderado del maíz, el precio promedio ponderado de la tortilla varía en casi la misma proporción, en otras palabras, se tiene una transmisión de precio simétrica espacial, esto es congruente a una estructura competitiva o bien a una lectura perfecta de las condiciones al productor por parte de los industrializadores o tortilleros. Por lo que, el precio de la tortilla no puede estar por arriba del incremento del precio del maíz. Aunque los precios se mueven en diferentes mercados, existe una relación fuerte debido a que en el proceso de elaboración de tortillas se necesita de maíz en un poco más de un cincuenta por ciento.

Al aplicar la prueba de causalidad de Granger se observó que las series no se causan, pero sí existe una causalidad en las propias series; es decir, valores pasados del precio promedio ponderado del maíz no mejoran la predicción del precio promedio ponderado de la tortilla, pero sí así mismas.

Finalmente el precio del maíz nacional está influenciado por los disturbios del precio internacional del maíz que se transmiten a través de la importación y estos finalmente se transmiten a los consumidores de tortilla. Por ello, una política de importación de maíz que afecte el precio interno del mismo, terminará alterando el precio de la tortilla en el largo plazo.

Finally, domestic maize price is influenced by the unrest in the international price of maize is transmitted through the import and, these eventually passed on to consumers tortilla. Therefore, a maize import policy affecting the domestic price of it will end up altering the price of tortillas in the long run.

*End of the English version*



## Literatura consultada

- Achoja, F. O. 2012. Price transmission and households demand elasticity for frozen fish under fuel subsidy reform in delta state, Nigeria. *Int. J. Food Agric. Econ.* 1(1):119-127.
- Acosta, A. y Ortega, J. 2006. Transmisión de precios agrícolas en América Latina en el contexto de la apertura comercial. FAO, Chile. 543 p.
- Akaike, H. 1974. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on automatic control*. [http://www.unt.edu/rss/class/jon/miscdocs/akaike\\_1974.pdf](http://www.unt.edu/rss/class/jon/miscdocs/akaike_1974.pdf).
- Araujo, E. S. R. 2010. Socioeconomic factors and its influence in vertical price transmission: the case of the mexican tortilla industry. Department of Agricultural Economics and Rural Development and the Courant Research Center Poverty, Equity and Growth in Developing Countries at the Georg-August- Universität Gottingen, Research Assistant, Gottingen, Germany: 1-25.
- Balcombe, K. G. and Morrison, J. 2002. Commodity price transmission: a critical review of techniques and an application to selected export commodities. Report to the Food and Agriculture Organization of United Nations. 127 p.
- CONEVAL (Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social). 2012. <http://www.coneval.gob.mx/Paginas/principal.aspx>.
- Cramon-Taubadel, V. y Meyer, S. J. 2004. Asymmetric price transmission: a survey. *J. Agric. Econ.* 55:581-611.
- Davenport, H. J. 1965. The economics of Alfred Marshall. Reprints of economic classics. United State of America. 1-493 pp.
- Dutoit, L.; Hernández, K. and Urrutia, C. 2010. Transmisión de precios en los mercados de maíz y arroz en América Latina. Universidad de Desarrollo Agrícola, División de Desarrollo Productivo y Empresarial. Chile: 1-91.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. 1987. Cointegration and error correction: presentation, estimation, and testing. *Econometrica* 55:251-76.
- FAO (Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura). 2012. FAOSTAT. [www.fao.org](http://www.fao.org).
- Fackler, P. L. and Goodwin, B. K. 2002. Spatial price analysis. In B.L. Gardner and G.C. Rausser, eds. *Handbook of agricultural economics*. Amsterdam: Elsevier Science. 54 pp.
- Godínez, P. J. A. 2005. Eficiencia de la bolsa de futuros de Chicago para cubrir el riesgo de los precios físicos de maíz blanco en México. Tesis doctoral. Colegio de Posgraduados. Montecillos, México. 143 p.
- Gotz, L.; Qiu, F.; Gervais, J. P. and Glauben, T. 2012. The law of one price under state-dependent policy intervention: an application to the Ukrainian wheat market. North Carolina, US. 1-36.



- Granger, C. W. J. 1969. Investigating causal relationships by econometrics models and cross spectral methods. *Econometrica*. 37:424-438.
- Granger, C. W. J. 1988. Some recent developments in the concept of causality. *J. Econ.* 39: 199-211.
- Granger, C. W. J. and Lee, T. H. 1989. Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correlation models. *J. Appl. Econ.* 4:S145-S159.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P. 1974. Spurious regression in econometrics. *J. Econ.* 2:111-120.
- Greene, W. H. 2008. *Econometric Analysis*. Sixth edition. Pearson Prentice Hall. New Jersey, USA.
- Gujarati, D. N. and Porter, D. C. 2010. *Econometrics*. Fifth edition. McGraw-Hill/Interamericana Editores S. A de C. V. 297 p.
- Herrarte, S. A. 2006. La paridad del poder adquisitivo, el tipo de cambio real, y el tipo de cambio a largo plazo. *Macroeconomía abierta*. [https://www.uam.es/personal\\_pdi/economicas/ainhoahe/pdf/ppa.pdf](https://www.uam.es/personal_pdi/economicas/ainhoahe/pdf/ppa.pdf).
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía). 2010. [www.inegi.gob.mx](http://www.inegi.gob.mx).
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *J. Econ. Dynam. Control*. 12:31-254.
- Johansen, S. 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian in vector autoregressive models. *Econometrica*. 59: 551-1580.
- Mkhabela, T. and Nyhodo, B. 2011. Farm and retail price in the south african poultry industry: do the twain meet? *Int. Food Agrib. Manag. Assoc.* 14(3):127-146.
- Prakash, A. 1998. The transmission of signals in a decentralised commodity marketing system: the case of the UK pork market. Unpublished Ph.D. Thesis. University of London. 265 p.
- Prakash, A. Oliver, E. and Balcombe, K. 2001. Does building roads really create traffic: some new evidence. *Appl. Econ.* 33:1579-1585.
- Rapsomanikis, G.; Hallam D. and Conforti, P. 2004. Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries: review and applications. *commodity market review 2003-2004*. 51-75 pp.
- SE (Secretaría de Economía). 2012. Análisis de la cadena de valor maíz-tortilla: situación actual y factores de competencia local. Dirección General de Industrias Básicas. México. 76 pp.
- SNIIM (Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados). 2012. Secretaría de Economía. Base de datos. [www.economia-sniim.gob.mx](http://www.economia-sniim.gob.mx).
- Stock, J. H. and Watson, M. W. 1998. Testing for common trends. *J. Am. Statistical Association*, 83:1097-1107.
- Wohlgenant, M. K. 2001. *Handbook of agricultural economics. Marketing margins: empirical analysis*. Elsevier Science B.V. 934-966 pp.
- Wooldridge, J. M. 2006. *Introductory econometrics: a modern approach*. Thomson South-Western. 3<sup>rd</sup> edition. United States of America. 432 p.
- Zheng, S.; Miller, D. J.; Wang, Z. and Kai, S. 2008. Meta-evidence of asymmetric price transmission in the USA agricultural markets. *J. Fac. Agr. Kyushu Univ.* 53(1):349-356.