

MODELO DE CORRECCIÓN DE ERROR PARA LA TRANSMISIÓN DE PRECIOS DEL FRIJOL, 2003-2017

ERROR CORRECTION MODEL FOR BEAN PRICE TRANSMISSION, 2003-2017

Ana Gabriela Morales Ventura¹

José Manuel González Pérez²

RESUMEN

El presente trabajo estudia la importancia del frijol y su precio como una de las leguminosas de mayor contribución en el valor de la producción agrícola. Para ello, se recurre al análisis de cointegración con la finalidad de realizar un Modelo de Corrección de Error (MCE) que permita medir el incremento en el precio inicial desde su producción, hasta el precio final cuando llega al consumidor. El modelo se basará en los datos obtenidos en un periodo de catorce años, comprendidos de 2003 a 2017, con lo que se pretende determinar el aumento de precio explicado por cuestiones de comercialización o distorsiones de mercado, y no por incrementos en los costos de producción. En el segundo apartado se expone el método del modelo econométrico identificando las pruebas más relevantes. En la tercera parte se presenta la aplicación del modelo con información tomada del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), para el periodo 2003-2017. Y finalmente se presentan las conclusiones.

Palabras clave: Frijol, cointegración, modelo de corrección de error, transmisión del precio, distorsiones de mercado.

ABSTRACT

This document examines the importance of bean and its price as a leguminous greatest contribution to the value of agricultural production. Therefore, the analysis of Cointegration in order to carry out an Error correction models enabling to measure the increase in the initial price from its production, to the final price when it comes to the consumer are used. The

Artículo recibido el 02 de Diciembre de 2016 y aprobado el 22 de junio de 2017.

- 1 Egresada de la Licenciatura de Economía de la Facultad de Economía “Vasco de Quiroga” (FEVaQ), de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo (UMSNH). amorales@fevaq.net
- 2 Profesor - Investigador en la Facultad de Economía “Vasco de Quiroga” (FEVaQ) de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo (UMSNH). E-mail: jmanuelgp9090@yahoo.com.mx

model will build on data obtained over a period of thirteen years, included from 2003 to 2017, which is intended to determine the price increase explained by issues of marketing or market distortions, and not by increases in production costs. In the second section, the method of the econometric model by identifying the most relevant evidence is exposed. The third part presents the application of the model with information taken from the National Institute of Statistics and Geography (INEGI), from period 2003-2017. And finally presented the conclusions.

Keywords: Bean, cointegration, error correction model, price transmission, market distortions.

Clasificación JEL: C10, C51, Q14.

INTRODUCCIÓN

Los productos agrícolas que se consumen a diario en los hogares pasan por una cadena de comercialización, la cual es una vía que inicia con el productor y finaliza con el minorista que vende el producto al consumidor.

En el canal de distribución hay intermediarios los cuales son todos aquellos eslabones de la cadena que modifican los precios, ampliando el margen de diferencia entre lo que paga el consumidor final y lo que ha recibido el productor (Alonso y Gallego 2010).

Estos márgenes de diferencia, de acuerdo a la teoría de costos de transacción (TCT) de Oliver Williamson, son aquellas características o dimensiones de una transacción que hacen el intercambio muy costoso y se atribuye a la falta de organización de los mercados, con información imperfecta donde las partes han hecho inversiones en activos específicos o donde cada parte busca promover la consecución de su propio interés a costa del de otros, empleando un comportamiento oportunista o estratégico.

La influencia de la información es una condición derivada que surge, sobre todo, debido a la incertidumbre y al oportunismo aunque también está involucrada la racionalidad limitada. Resulta útil, para comprender la condición de influencia de la información, distinguir entre el comprador, el vendedor y el árbitro de la transacción.

Así mismo, la influencia de la información *ex_ante* que existe en el momento de las negociaciones originales, debe distinguirse de la información *ex_post* que se desarrolla durante el curso de la ejecución del contrato. La ocasión para emplear a un árbitro solo aparece junto con la condición de influencia de la información *ex_post*. Por lo general se admite

que si, la información se distribuye de modo asimétrico entre las partes de un intercambio, entonces está expuesto a peligros.

Como lo explica Arrow (citado por Williamson) “el efecto crítico de la información sobre la asignación óptima de los riesgos no es solo su presencia o ausencia sino su desigualdad entre los agentes económicos (Williamson, 1991).

No es solo la asimetría sino la asimetría unida:

- a) Los altos costos que representa lograr una igualdad de información y
- b) La propensión de las partes a comportarse de forma oportunista de lo que parte el problema.

Debido a la importancia de la información que plantea Williamson en su teoría de costos de transacción, se realiza un estudio sobre la transmisión de precios entre dos variables, el Índice Nacional de Precios al Productor mensual (INPP) y el Índice Nacional de Precios al Consumidor mensual (INPC) en el periodo 2003- abril 2017, datos extraídos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). Con el objetivo de medir el porcentaje con el cual un precio se transmite al mercado, y la velocidad a la cual se transmiten los precios en la cadena de comercialización del frijol y, con esto, lograr obtener una herramienta de información para los productores y consumidores de esta leguminosa.

TRABAJOS PREVIOS

Se han realizado diversos estudios sobre la transmisión de precios en el mercado de alimentos, por ejemplo, en el mercado mexicano de frijol, jitomate y huevo. El cual emplea técnicas de cointegración, con el objetivo de identificar comportamientos asimétricos en el mercado de transmisión vertical de precios entre los índices nacionales de precios al productor y consumidor. El objetivo consiste en encontrar evidencia estadística de posibles fallas de mercado, justificado a través de la relación asimétrica en la transmisión de precios entre productores y consumidores (Tapia, 2015).

Por su parte Alonso y Gallego (2010) realizan un estudio de la integración de los precios en los canales minorista y mayorista de arroz, papa y frijol en la ciudad de Cali en Colombia con un análisis de cointegración y causalidad utilizando modelos VAR en diferencias, donde se encuentra que la única cadena de comercialización integrada entre el nivel mayorista y minorista es la papa parda pastusa, mientras que en el corto plazo se encuentra una relación de causalidad mayorista a minorista para arroz y

papa, pero una relación de causalidad inversa para el caso del frijol.

Z. De & D. Koemle, (2015) describen la transmisión de precios entre el precio del cerdo en China, el precio nacional del maíz y el precio internacional de la soya en un periodo (2000-2014), para ello se utiliza la técnica de Cointegración de Granger para medir la causalidad entre estos tres precios con series de datos mensuales, demostrando que el precio del cerdo responde dinámicamente al precio del maíz en China y al precio de la soya en el mercado mundial, se concluye que se demorarían once meses para corregir la mitad de cualquier desequilibrio a largo plazo en el mercado de cerdo en dicho país.

Martínez y González (2013) estudian el proceso de transmisión de precios en la cadena comercial de la carne de res en México. Utilizándose precios mensuales de la carne de res en canal con sus diferentes presentaciones, donde la transmisión estudiada es de carne en canal al consumidor. Lo más relevante del estudio es que mide la elasticidad de transmisión de precios de los respectivos pares de las diferentes presentaciones de la carne en el país, lo cual es importante para la toma de decisiones de los agentes económicos correspondientes, principalmente para el consumidor.

Mientras que Alonso y Estrada (2016) examinan la relación entre el precio internacional y el precio al por menor del café en las cinco ciudades principales de Colombia. Para ello se realizan pruebas de cointegración y funciones de impulso-respuesta dichas pruebas demuestran la existencia de una relación de largo plazo entre los precios al por menor en las cinco principales ciudades y el precio mundial del café, así como la magnitud de la transmisión del precio mundial.

Por último Ganneval. S (2015) analiza el impacto de la volatilidad en los vínculos del mercado para un producto homogéneo, utilizando pruebas de cointegración y el modelo de corrección de errores de vector umbral (TVECM) con dos regímenes para el estudio empírico de la colza (es una semilla comúnmente utilizada en el Norte de Europa como aceite y condimento), el maíz, la cebada alimentaria y los guisantes en un periodo de siete años, demostrando que la información del precio del productor es más relevante para los agentes económicos, basándose más en la oferta y demanda local para fijar el precio de su transacción.

DESARROLLO: PRODUCCIÓN INTERNACIONAL, NACIONAL Y PRECIO DEL FRIJOL EN EL PERIODO 2003-2016

Según la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO), el frijol es la leguminosa que más se consume a nivel

mundial. Por orden de importancia, los diez principales países productores durante el periodo de 2003-2014 fueron: India, Brasil, Myanmar, China, Estados Unidos de América, México, República de Tanzania, Uganda, Kenya y Rwanda (FAO, 2013a).

La cantidad de toneladas producidas por los tres principales países en el año 2013 representa el 63% del total de la producción global. México participa con el 8% de la producción mundial, mientras que Kenya y Rwanda producen el 6%. Esto se debe a que los primeros tres países cuentan con extensas áreas agrícolas y un clima uniformemente tropical, lo cual propicia condiciones óptimas para dicha producción, además de la utilización de sistemas tecnificados y cooperativos como es el caso de Brasil, que desarrolla un sistema de cooperativismo agrario que ha permitido a los agricultores aprovechar mejor el servicio de asistencia técnica y de transferencia de tecnología, reducir sus costos de producción y comercialización y, en general, desarrollar una agricultura productiva y rentable, como lo expone Duarte (2009), en el artículo *Agricultura familiar y cooperativismo en Brasil: panorama actual y desafíos*.

Producción Nacional Periodo 2003-2016

De acuerdo con datos de la SAGARPA (2016a), a través del Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (SIAP) (SAGARPA, 2016), siendo este año el dato más actual que registra dicha fuente en términos de producción con 1,088,766.79 toneladas. Durante este periodo de estudio la producción ha oscilado entre 1.2 y 1.5 millones de toneladas, presentando una caída brusca en el año 2011 con 0.57 millones de toneladas, lo que representó una disminución del 63.3% respecto a la producción más alta del año 2002: el nivel más bajo en los últimos 34 años. Esto se debió a los efectos adversos de la sequía extrema, que afectó a los principales estados productores del país y con bajo régimen pluvial como Zacatecas, Sinaloa y Durango.

Zacatecas destacó como principal productor en el año 2013 con un 35.3% total del país, mientras que Durango y Sinaloa representaron el 13.2% y 9.2% respectivamente. El Distrito Federal, Colima y Baja California Norte fueron las entidades menos productoras, alcanzando en conjunto aproximadamente el 1.6% de la producción nacional.

Los porcentajes de la producción de cada estado varían debido a sus distintos contextos en lo geográfico, social, cultural y económico. Es importante señalar que aunque se produzca más frijol en el norte-centro que en el sur del país, las variables económicas importantes para determinar el nivel de producción serán las mismas de analizar: precio,

costo, tecnología, innovación, comercialización, tipo de mercado, oferta y demanda. Éstas, en su conjunto, toman un papel muy importante para determinar la utilidad y competitividad de cualquier bien.

Un caso práctico donde se trata de aplicar dichas variables, es la Integradora Estatal de Productores de Frijol de Zacatecas S.A de C.V, la cual se originó con el propósito de revertir los problemas actuales de rentabilidad y comercialización, al generar economías de escala y permitiendo disminuir los costos unitarios de producción hasta en un 19% (Martínez Menchaca & Ávila Dorantes, 2011).

Precio del frijol nacional durante el periodo 2003-2015

El precio es un tema relevante de estudio, ya que es uno de los elementos más importantes que determinan la participación de mercado y la rentabilidad de un producto o servicio, dentro de cualquier tipo de empresa (Kotler & Armstrong, 2012).

Actualmente, el aumento en el precio de los alimentos ha golpeado la economía de miles de familias en el país, por lo que se deben de fortalecer las políticas públicas y los mecanismos de respuesta ante la crisis para evitar que el alza en los precios de los productos básicos provoque un aumento de los niveles de pobreza e inseguridad alimentaria en el país.

Estos aumentos se deben a varios factores como: aumento en la oferta y la demanda mundiales, la especulación de los mercados de los productos básicos, altos precios de la energía, cambio climático, mayor producción de biocombustibles, exportaciones e importaciones de alimentos, canales de comercialización (productores, minoristas, mayoristas, detallistas y consumidor final) (Banco Mundial, 2012).

Para el caso del frijol, el precio es un factor relevante, tanto para los productores como para los consumidores, sobre todo, porque de la producción mundial del frijol, más del 80% se destina al autoconsumo y solamente alrededor del 16.2% se exporta (FAO, 2013b). Debido a esto, la leguminosa mantiene poca participación en el comercio mundial, provocando que carezca de un precio de referencia internacional por no cotizar en ninguna bolsa de granos.

Con datos de la Secretaría de Economía, a través del Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados (SNIIM) (Secretaría de Economía, 2013), se obtuvieron los precios del frijol en el país, del periodo 2003-2017, el cual presentó un comportamiento relativamente estable del año 2003 al 2007, puesto que no sufrió variaciones bruscas en los precios en intervalos cortos de tiempo. Después de este periodo, el precio del frijol presentó un alza considerable, pues pasó de 8.92 mil pesos por tonelada en

enero de 2008, a 16.25 mil pesos por tonelada en septiembre de 2009, lo que significa que en menos de dos años el precio se duplicó. Este incremento se explica, entre otras cosas, por la poca oferta nacional de frijol que se presentó en ese periodo. Posterior al fuerte incremento en el precio del frijol, hubo una significativa disminución a inicios del 2011, regresando a los 11.5 mil pesos por tonelada; no obstante, esta situación duró poco, ya que a partir de esa fecha y hasta mediados de 2012, se registró una nueva alza en el precio que alcanzó los 25 mil pesos por tonelada. Uno de los factores que lo explica fue el drástico cambio climático que, por una parte, ocasionó heladas que afectaron significativamente la producción de frijol en Sinaloa durante el ciclo otoño-invierno 2010/11 y, por la otra, también se vieron afectados severamente los principales estados productores del centro-norte del país debido a la sequía que cayó sobre el cultivo en el ciclo primavera-verano 2011.

CADENA DE VALOR DEL FRIJOL

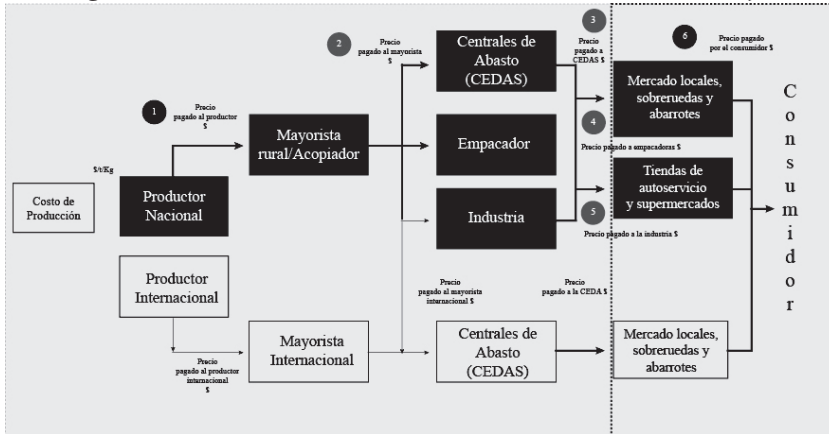
De acuerdo a la Secretaría de Economía en su artículo “*Análisis de la cadena de valor del frijol 2014*” existen agentes productores, y predominantemente comerciales en la cadena de valor de frijol los cuales se muestran en la Figura (1). Como se señala en el artículo:

“Para su análisis, la cadena se ha identificado en dos grandes etapas de comercialización: 1) *comercio al mayoreo*, y 2) *comercio al menudeo*. Dentro de ambas etapas se integran diversos eslabones y ramificaciones de comercialización del frijol, entre los que se encuentra el canal más tradicional, y que mayor representatividad tiene en todas las regiones del país: la venta del frijol del *productor* a las *Integradoras* locales.

A su vez, las Integradoras locales venden principalmente el frijol a las *centrales de abasto (CEDAS)*, y en menor medida a las *empresas emparadoras e industria procesadora de alimentos*. Asimismo, las CEDAS venden el frijol a las emparadoras e industria. La segunda etapa, representa el inicio del comercio al menudeo, donde las *CEDAS, emparadoras e industrias* venden el frijol a los siguientes puntos de venta: 1) *Tianguis o sobrerueda*, 2) *Ambulantes*, 3) *Abarrotes*, 4) *Tiendas específicas o del ramo*, 5) *Tiendas de autoservicio*.

El consumidor final recurre a estos lugares comerciales, donde existen diversas modalidades de comercialización, esto es: a granel, presentaciones de un kilogramo ó 900 gr, y enlatados.” (Secretaría de Economía, s.f.)

Figura 1. Panorama General de la Cadena de Valor del Frijol



Fuente: Imagen adaptada de “Análisis de la cadena de valor del frijol 2014” (Secretaría de Economía, s.f.)

JUSTIFICACIÓN ECONOMÉTRICA

Variables económicas INPP-INPC

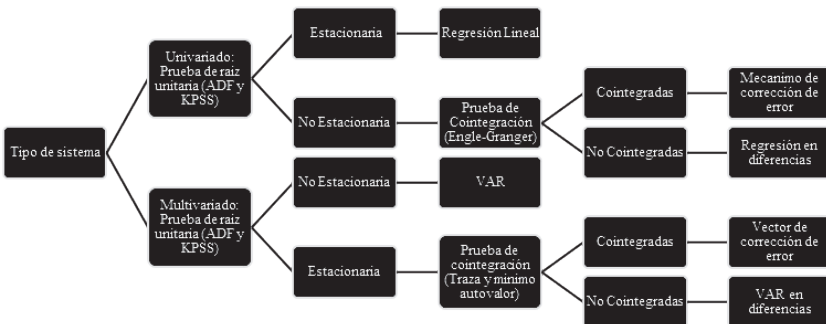
En la mayoría de investigaciones económicas donde se analiza la variación de precios en el tiempo, es usual incorporar en los modelos econométricos indicadores macroeconómicos como lo son el Índice Nacional de Precios al Productor (INPP) y el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), en el caso de este último convierte los precios de muchos bienes y servicios en un único índice que mide el nivel general de precios. Los institutos nacionales de estadística ponderan los distintos artículos calculando el precio de una canasta de bienes y servicios comprado por un consumidor representativo. El INPC es el precio de esta canasta de bienes en relación con el precio que tenía la misma canasta en un periodo base, en otras palabras, el índice indica cuanto cuesta comprar una canasta en relación a lo que costaba comprar esa misma canasta en un periodo anterior. Al estar interesados en calcular el precio que se transmite desde el productor de frijol al consumidor y ver la dinámica de su mercado, estos índices son los que mejor capturan la fenomenología económica así por ejemplo otro índice de interés macroeconómico es el deflactor del PIB que mide “precios” de todos los bienes y servicios producidos en una economía, por otra parte, el INPC mide “solo” los comprados por los consumidores incluidos en la canasta, por tanto, una subida de los precios comprados por las empresas o por el estado se reflejará en el deflactor del PIB pero no así en el INPC.

Finalmente, cabe mencionar también que una de las limitaciones de usar estos índices reposa en que el INPC tiende a sobreestimar el nivel de inflación, como por ejemplo el INPC no refleja la capacidad de los consumidores para sustituir los bienes que se han encarecido por otros cuyos precios relativos han bajado.

Cointegración de variables y la importancia de las pruebas de estacionalidad.

El desarrollo econométrico (ECM) que se desarrollará en secciones posteriores está contenido básicamente en el esquema de la Figura (2), mientras que en la Figura (3) se muestran un contraste comparativo entre los alcances y limitaciones de la metodología a emplear. Cabe mencionar de forma anticipada que la gran importancia de las pruebas de estacionalidad son esencialmente para evitar cointegraciones espurias las cuales nos llevarían a concluir cosas absurdas dentro de nuestro análisis económico.

Figura 2. Esquema de árbol para la especificación y validación del modelo econométrico



Fuente: Elaboración propia (2017)

Figura 3. Contraste de modelos econométricos en el análisis de transmisión de precios

CARACTERÍSTICAS	Cointegración	ECM	AECM	PBM	TAR
Medida de con movimiento de precios	SI	SI	SI	SI	SI
Puede incluir más de dos mercados	SI	SI	SI	NO	NO
Puede medir velocidad de ajuste	NO	SI	SI	Indirecto	SI
Toma en cuenta los costos de transferencia	NO	NO	NO	SI	SI
Puede usar información sobre costos de marketing	NO	NO	NO	SI	SI
Puede identificar las causas subyacentes	NO	NO	NO	NO	NO

Fuente: Imagen adaptada de “Are staple food markets in Africa efficient? Spatial price analyses and beyond” (Rashid, 2010)

MÉTODOS Y TÉCNICAS

Estacionalidad

Una serie de tiempo, tal como el Índice Nacional de Precio al Productor de frijol (INPP) y el Índice Nacional de Precio al Consumidor de esta leguminosa (INPC), se dice estacionaria si la función de distribución de probabilidad no depende del tiempo, de forma equivalente la serie en todo momento es igual a la función de distribución cuando tiene un rezago π .

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = F(x_{1+\pi}, x_{2+\pi}, \dots, x_{n+\pi})$$

Dada esta propiedad también podemos definir a una serie estacionaria como aquella tal que los momentos de la función de distribución permanecen constantes. Una de las implicaciones más relevantes de que una serie sea estacionaria: es que siempre regresa a su media y que, el correlograma disminuye a medida que se aumentan los rezagos, esto quiere decir que los choques son transitorios, en otras palabras; los choques aleatorios en la serie se diluyen a medida que avanza el tiempo, por el contrario, en una serie no estacionaria los choques aleatorios son permanentes.

Al realizar un análisis de una serie temporal lo primero es determinar el orden de integración, esto es necesario para evitar regresiones espurias

que son coincidencias en las tendencias estocásticas de las series de tiempo. La prueba Dickey-Fuller Aumentada (DFA) (Gujarati, 1999) es una de las pruebas de raíz unitaria que se usa con mayor frecuencia dentro de los análisis econométricos para determinar el grado de integración de la serie.

Esta prueba se basa en la siguiente regresión auxiliar:

$$\Delta x_t = \delta + \beta t + \alpha x_{t-1} + \sum_i \gamma_i \Delta x_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Donde:

Δx_t : Δx_t : Primera diferencia de la serie de tiempo auxiliar

δ : δ : Intercepto

β : β : Tendencia determinística

α : α : Parámetro de la raíz unitaria

γ : γ : Diferencia rezagada

u_t : u_t : Error aleatorio correspondiente a la regresión auxiliar

α representa el parámetro de raíz unitaria. Así:

H_0 : $\alpha = 0$ H_0 : $\alpha = 0$ tiene raíz unitaria

H_1 : $\alpha < 0$ H_1 : $\alpha < 0$ No tiene raíz unitaria

A modo de observación la prueba que se hace sobre el parámetro α es *tipo t*, aunque sigue la misma forma del estadístico, la distribución con el cual se comparan los valores críticos no son de una *t-student*, (no siguen la distribución estándar *t-student*). Para determinar los valores críticos en la prueba del parámetro α se usan las tablas de MacKinno las cuales se construyen con estudios de Monte Carlo.

Cointegración Engle-Granger

Se dice que dos series de tiempo x_t y y_t tales como $INPP_t$ e $INPC_t$ están cointegradas si existe una combinación lineal que sea estacionaria esto es:

$$z_t = x_t + \beta y_t$$

$$z_t \sim I(0)$$

De acuerdo al teorema de representación de Granger si existe una relación de cointegración entonces debe existir un mecanismo de corrección de error que relacione las series tanto en el corto plazo como en

el largo plazo. La relación de equilibrio a largo plazo se obtiene a partir de la estimación de la regresión estática

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 x_t + u_t$$

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{\delta}_0 - \hat{\delta}_1 x_t$$

Mientras que el mecanismo de corrección de error de corto plazo tiene la siguiente forma:

$$\Delta y = \rho_0 + \sum_1 \rho_1 \Delta y_{t-j} + \sum_h \rho_h \Delta y_{t-h} + \alpha \hat{u}_t + \varepsilon_t$$

Donde:

φ_0	Intercepto
φ_j	Rezago en la diferencia de la serie y_t
φ_h	Rezago en la diferencia de la serie x_t
\hat{u}_t	Estimador de error en la serie de largo plazo
ε_t	Error aleatorio de la serie de residuales
α	Coefficiente que corrige el error

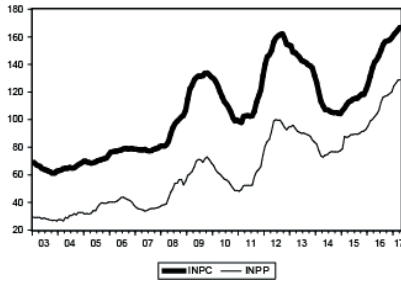
Una de las pruebas más usadas de cointegración es la Engle-Granger que está basada en la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (Gujarati, 1999)

ANÁLISIS Y RESULTADOS

Análisis de Integración

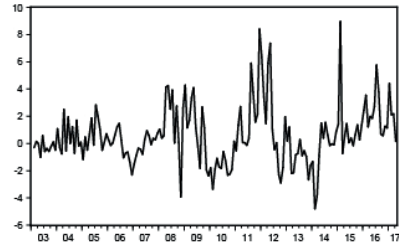
La información (INPP e INPC) usada para nuestro análisis de transmisión de precios fue tomada del INEGI, considerando un periodo comprendo desde el año 2003 hasta el 2017. En la Figura (4) se muestra la evolución temporal de ambos Índices, mientras que las Figuras (5) y (6) muestran respectivamente estas series diferenciadas. Una gráfica no demuestra estacionariedad, sin embargo, las Figuras (5) y (6) son sugerentes de que las series INPP e INPC son integradas de orden 1, esto es; $INPP_t \sim I(1)$ $INPC_t \sim I(1)$. Esto es sugerente por las propiedades de las series de tiempo estacionarias, tales como: 1) que la serie oscila en torno a una constante (en el caso de las series en primeras diferencias $INPP_t$ e $INPC_t$ estas oscilan alrededor de cero) y 2) su varianza es finita. (Verbeek, 2008)

Figura 4. Evolución temporal de las variables INPP e INPC 2003-2017



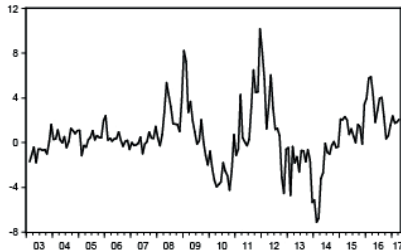
Fuente: Elaboración propia (2017)

Figura 5. Primera diferencia de la variable INPP



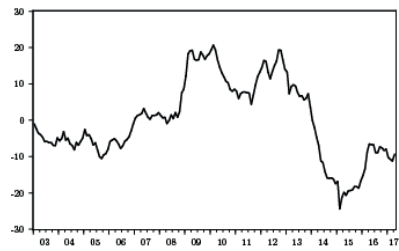
Fuente: Elaboración propia (2017)

Figura 6. Primera diferencia de la variable INPC



Fuente: Elaboración propia (2017)

Figura 7. Residuos del modelo de cointegración

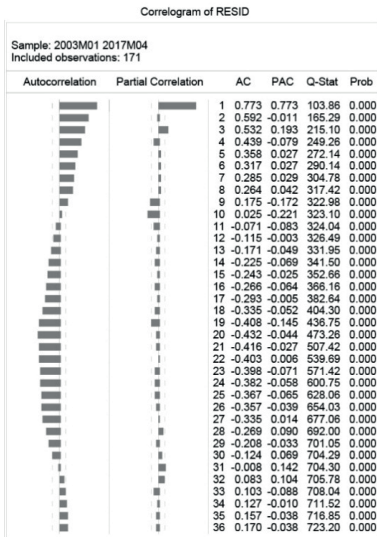


Fuente: Elaboración propia (2017)

Para probar formalmente que estas series son integradas de orden 1 aplicaremos la prueba ADF de acuerdo a lo mencionado en secciones anteriores. Es común en análisis econométricos hacer transformaciones logarítmicas a las series con la finalidad de aproximarnos a una distribución normal, por lo tanto, trabajaremos los contrastes de estacionalidad con los indicadores transformados en la forma $\ln INPC_t$ y $\ln INPP_t$. Para realizar adecuadamente las pruebas de estacionalidad emplearemos los esquemas clásicos que están incorporados en la ecuación (1). Para determinar el número de rezagos que hay que incluir en el contraste de la variable $\ln INPC_t$ realizamos la prueba primero considerando tendencia determinista e intercepto y analizamos los residuos del contraste con estas propiedades con la finalidad de conocer si los residuos tienen forma de ruido blanco. La Figura (9) muestra que después de incluir 3 rezagos los residuos son ruido blanco, esto es así ya que la autocorrelación no excede la banda de confiabilidad y todas las probabilidades de los rezagos son superiores al

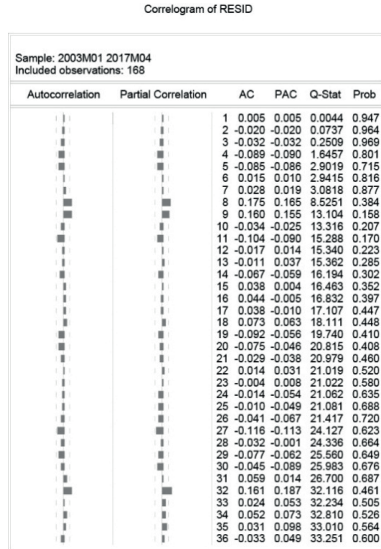
5%. Se concluye entonces que la variable $\ln INPC_t$ necesita 3 rezagos para ser contrastada en la prueba ADF.

Figura 8. Correlograma de los residuos en el contraste DFA usando 0 retardos y considerando tendencia e intercepto



Fuente: Elaboración propia (2017).

Figura 9. Correlograma de los residuos en el contraste DFA usando 3 retardos y considerando tendencia e intercepto



Fuente: Elaboración propia (2017).

Una vez determinado el número de rezagos a considerar tenemos que determinar si el contraste a interpretar debe tener o no constante y tendencia, para ello debemos estimar primero la suma cuadrática de los errores en los tres casos, estos se muestran en la Tabla (1), los cuales se usan en el estadístico de Dickey-Fuller para determinar el modelo correcto a especificar.

Tabla 1. La suma cuadrática de los errores de las regresiones auxiliares regresión auxiliar DFA

	con constante	con constante y tendencia	sin constante, sin tendencia
Suma cuadrática de los errores (e'e)	0.0312	0.0297	0.0317

Fuente: Elaboración propia (2017).

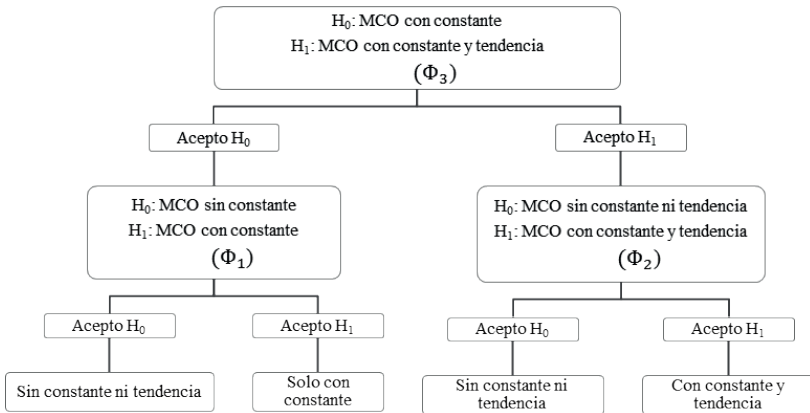
Finalmente, para determinar si el contraste a interpretar debe tener o no constante y tendencia usaremos el árbol de decisión mostrado en la Tabla (2) y el estadístico dado por la ecuación (2) este procedimiento puede consultarse en (Dickey-Fuller 1981).

$$\phi_i = \frac{e' e_r - e' e_{nr}}{e' e_{nr} / (T - k)} \tag{2}$$

Donde:

- $e' e_r$: El modelo restringido
- $e' e_{nr}$: El modelo sin restringir
- r : Número de restricciones
- T : Es el número de observaciones
- k : Número de coeficientes

Tabla 2. Árbol de decisión



Fuente: Elaboración propia (2017).

Al evaluar el árbol de decisión se concluye que se debe realizar la prueba DFA a la serie $\ln INPC_t$ con constante y tendencia incluyendo 3 rezagos. Bajo estas condiciones la Tabla (3) muestra el resultado del estadístico que es -3.3113.

Al ser -3.3113 mayor a los valores críticos al 1 y al 5% por lo menos basta diferenciar una vez para que la serie sea estacionaria. Si volvemos aplicar la prueba a primeras diferencias tenemos que el valor del estadístico es -3.6416 con una probabilidad del 0.0029 como se muestra en la Tabla (4)

Tabla 3. Valores críticos de la prueba ADF sobre la serie $\ln INPC_t$, especificando 3 rezagos, constante y tendencia

Null Hypothesis: LOGINPC has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 3 (Fixed)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.3113	0.0679
Test critical values:	1% level	-4.013608	
	5% level	-3.436795	
	10% level	-3.142546	

Fuente: Elaboración propia (2017).

Tabla 4. Valores críticos de la prueba ADF sobre la serie $\ln INPC_t$, en primeras diferencias especificando 3 rezagos, constante y tendencia

Null Hypothesis: LOGINPC has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 3 (Fixed)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.6416	0.0293
Test critical values:	1% level	-4.0139	
	5% level	-3.4369	
	10% level	-3.1426	

Fuente: Elaboración propia (2017).

Por lo tanto, concluimos que la variable $\ln INPC_t$ es integrada de orden uno. El desarrollo anterior es la forma robusta de trabajar la prueba de estacionalidad de una serie. Más que un mero capricho estadístico, el árbol de decisión en la prueba ADF refleja si existe tendencia determinista, ó no, en los datos temporales, por otra parte especificar adecuadamente el número de rezagos evita un alto grado de multicolinealidad en el modelo a especificar, como comenta Verbeek (Verbeek, 2008) a pesar que existen librerías econométricas como eViews, gretl, R entre otras, que nos ahorran mucho trabajo al seleccionar de forma automática cuantos rezagos necesita el contraste basado en criterios de decisión propios del programa, debemos verificar si los datos llevan tendencia o no y determinar adecuadamente el número de rezagos óptimos al implementarse en la teoría económica, ya que al final cualquier rutina programada en un software simplemente nos hace una sugerencia de los parámetros a incluir en las pruebas de estacionalidad.

Aplicando de forma análoga esta metodología a la variable $\ln INPP_t$, en la Tabla (5) se muestra la prueba ADF sobre las primeras diferencias de esta serie.

Tabla 5. Valores críticos de la prueba ADF sobre la serie, en primeras diferencias

Null Hypothesis: DLOGINPP has a unit root		
Exogenous: Constant,		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.2391	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.4698
	5% level	-2.8784
	10% level	-2.5758

Fuente: Elaboración propia (2017).

Ya que el valor del estadístico -8.2391 es mayor a los valores críticos al 1, 5 y 10% concluimos de forma global en nuestro análisis de estacionalidad que $\ln \text{INPC}_t \sim I(1)$, y $\ln \text{INPP}_t \sim I(1)$, es decir ambos indicadores macroeconómicos son dos series no estacionarias que tienen una raíz unitaria en su evolución temporal.

Análisis de cointegración: relación de equilibrio a largo plazo

Dado que las series INPC e INPP resultaron ser series integradas de orden $I(1)$, nuestro objetivo ahora es cointegrar ambas series. La cointegración en cierto modo es el equilibrio del movimiento conjunto que tienen dos series en el largo plazo, para probar que el modelo que realicemos de regresión no sea espurio y que explique causalidad en el sentido de Granger aplicaremos la prueba de Engle-Granger que básicamente es una prueba de estacionalidad sobre los residuos del modelo de regresión. Vamos entonces a especificar y estimar la siguiente función estática a largo plazo.

$$\text{INPC}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{INPP}_t + \beta_2 T + \beta_3 T^2 + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde T es la tendencia.

También se especificará una relación logarítmica, por cuanto la primera diferencia de los logaritmos de las variables es equivalente a la tasa de crecimiento de las series. Dichas transformaciones son importantes ya que inducen estacionalidad.

$$\ln \text{INPC}_t = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{INPP}_t + \beta_2 T + \beta_3 T^2 + \varepsilon_t$$

El ajuste por MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios) de la ecuación (3) se muestra en la Tabla (6) el cual se realizó en la librería econométrica eViews 9

Tabla 6. Regresión de cointegración

Dependent Variable: INPC				
Method: Least Squares				
Sample: 2003M01 2017M04				
Included observations: 172				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INPP	1.564098	0.045548	34.33984	0.0000
C	11.15472	1.771347	6.297306	0.0000
@TREND	0.441682	0.038214	11.55820	0.0000
@TREND^2	-0.004196	0.000213	-19.66197	0.0000
R-squared	0.965389	Mean dependent var		106.2790
Adjusted R-squared	0.964771	S.D. dependent var		31.42851
S.E. of regression	5.898973	Akaike info criterion		6.410415
Sum squared resid	5846.043	Schwarz criterion		6.483612
Log likelihood	-547.2957	Hannan-Quinn criter.		6.440113
F-statistic	1561.967	Durbin-Watson stat		0.147497
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia (2017).

Todos coeficientes son significativos, pero tenemos un estadístico Durbin-Whatson bajo, $DW=0.147$ con un factor de bondad del 96.5%. El valor bajo en el estadístico DW indica alta correlación positiva y esto también sugiere que nuestro modelo sea espurio. Sea entonces U la serie de residuos de este modelo, analizaremos los errores estimados a fin de determinar si existe o no cointegración con el procedimiento anteriormente dicho. Ya que la metodología tradicional de la regresión es aplicable a las series de tiempo solo si los residuos estimados de la regresión son $I(0)$. Por otra parte, la serie de residuos tiene la característica especial que tienen todos los residuos de mínimos cuadrados ordinarios de que están centrados respecto al cero (Figura 7) en este caso no puede haber tendencia determinista como lo que ocurre con las series INPP e INPP. En el caso de la prueba de Engle-Granger al estar analizando residuos no importa si escogemos un modelo de caminata aleatoria *con constante*, *con constante y tendencia* o *sin constante y sin tendencia*, esto se debe a que los residuos nunca presentan tendencia determinista y los tres modelos son equivalentes asintóticamente, eso no quiere decir que los resultados numéricos coincidan, pero asintóticamente no hay una opción preferible a otra, haremos la prueba DFA como parte de la Prueba de Engle-Granger: (Noriega & Ventosa Santualaria, 2006) Para conocer si los residuos del

modelo son estacionarios, estimamos la siguiente regresión $\Delta U_t = \alpha U_{t-1}$. Al no ser significativo el parámetro α en la regresión de ΔU_t tenemos parcialmente que la serie es cointegrada, para verificar esto formalmente, la Tabla (7) muestra la prueba ADF sobre los residuales.

Tabla 7. Prueba de Engle-Granger de los residuos del modelo de Largo Plazo

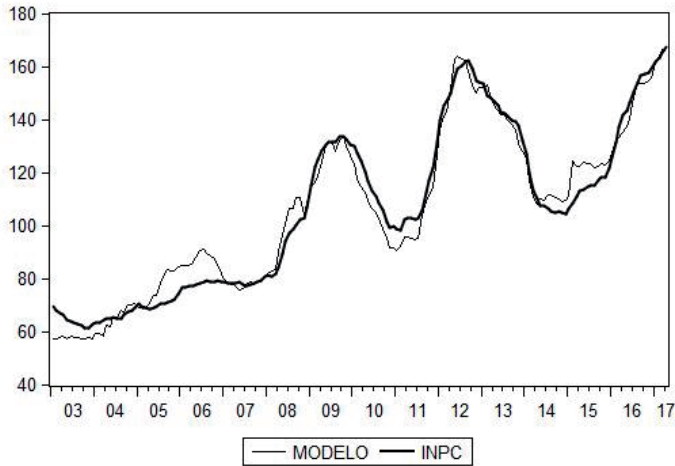
Null Hypothesis has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.022272	0.0027
Test critical values:	1% level	-2.578555
	5% level	-1.942699
	10% level	-1.615467

Fuente: Elaboración propia (2017).

Al ser -3.0227 más grande en valor absoluto a todos los valores críticos de Makinnon se rechaza la hipótesis nula y, por tanto, la serie de residuos de la regresión es integrada de orden cero, concluimos entonces que las series INPP e INPC cointegran; y que la relación de equilibrio a largo plazo entre ellas está dada por la ecuación (3) con los estimadores de la tabla (6). Finalmente, como la variable de tendencia resulta significativa, esto quiere decir que, el INPC cambia con respecto al tiempo además de cambiar con el INPP. En otras palabras, el tiempo es un determinante importante y afecta a la variable dependiente. La variable de tendencia es una variable independiente general, que toma valores entre 1 y el número de observaciones en la muestra en orden ascendente, y más aún los coeficientes correspondientes a la tendencia miden el tamaño de este impacto. Finalmente, en la Figura (10) se grafica la relación a largo plazo descrita por nuestro modelo la cual tiene una bondad de ajuste del 96% como se aprecia en la Tabla (6).

Lo que conseguimos al obtener una relación de largo plazo es determinar la posición de equilibrio entre los índices INPP e INPC del frijol en cualquier momento, es decir encontramos la relación en la cual los indicadores se compensan de una forma concreta. La posición estática se alcanza cuando la relación entre los indicadores es nula, manteniendo constante y óptimo el stock de capital, sin que varíe el empleo ni se diera el avance tecnológico en el campo (Navalpotro, *et al.*, 2003).

Figura 10. Relación de Equilibrio a largo plazo entre las variables INPC e INPP



Fuente: Elaboración propia (2017).

Estimación del MCE segunda etapa o relación de corto plazo

El término de error estimado por MCO a largo plazo \hat{U} (ecuación (4)), es una medida de desequilibrio en INPC con respecto a su trayectoria a largo Plazo. Se utilizará para construir el modelo de corrección de error dado por la ecuación (5), este mecanismo tiene por finalidad ligar el comportamiento a Corto Plazo de las variables INPC e INPP con el comportamiento a Largo Plazo.

$$\begin{aligned} \text{Largo Plazo:} \quad & \text{INPC}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{INPP}_t + \beta_2 T + \beta_3 T^2 + \varepsilon_t \\ \text{Término de error} \quad & \hat{U}_t = \text{INPC}_t - \beta_0 - \beta_1 \text{INPP}_t - \beta_2 T - \beta_3 T^2 \end{aligned} \quad (4)$$

De forma relacional el mecanismo de corrección viene dado por (Gujarati, 2014):

$$\Delta \text{INPC}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{INPP}_t + \hat{U}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Donde el término de error \hat{U}_t en la regresión de cointegración se interpreta como el error de equilibrio y es este término el que sirve para atar la evolución temporal a corto plazo de la variable INPC con su valor a largo plazo. Teniendo en cuenta que $\Delta \text{INPC}_t = \text{INPC}_t - \text{INPC}_{t-1}$ y \hat{U}_t dado por la ecuación (4) al realizar la regresión de la ecuación (5) tenemos la siguiente salida en eViews

Tabla 8. Relación a corto plazo

Dependent Variable: DINPC				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2003M02 2017M04				
Included observations: 171 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.046998	0.134167	0.350295	0.7266
DINPP	0.900103	0.060506	14.87631	0.0000
UTREND2(-1)	-0.085910	0.022148	-3.878809	0.0002

Fuente: Elaboración propia (2017).

El coeficiente -0.085910 que acompaña al error en la serie de largo plazo es el mecanismo de Corrección de Errores (ECM), la salida por MCO muestra que es estadísticamente significativo. El signo negativo actúa para reducir el desequilibrio en el próximo período mensual. Si las variables están en desequilibrio en el periodo $t - 1$, entonces el MCE actúa para restaurar la variable gradualmente hacia el equilibrio en el periodo t . De forma explícita y a manera de ir resumiendo tenemos entonces:

$$\text{Largo Plazo: } \text{INPC}_t = 11.154 + 1.56 \text{ INPP}_t + 0.442T - 0.004T^2 + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\text{Corto Plazo: } \Delta \text{INPC}_t = 0.900 \Delta \text{INPP}_t - 0.085 \text{U}_{t-1} \text{U}_{t-1} \quad (7)$$

Se observa de la ecuación (7) que la desviación del INPC respecto a su nivel de equilibrio de largo plazo se corrige mensualmente del INPP en un 8.5%, esta corrección se compara en la Figura (10). De forma más general como se discute en (Navalpotro, *et al.*, 2003) la relación de desequilibrio de corto plazo se convierte en un sistema dinámico ya que las variables INPC e INPP del frijol se refieren a distintos periodos de tiempo y mantienen vínculos con el pasado y el futuro a diferencia de lo que ocurre con la relación de largo plazo (ecuación (6)) que es una dinámica donde las condiciones de equilibrio son exentas de retrasos. En la dinámica del desequilibrio existen rezagos y alguna condición de equilibrio falla o no se cumple, teniendo que ser corregida por el mecanismo de corrección de errores, por otra parte, como lo menciona (Rashid, 2010), en un análisis de transmisión de precios univariado, este mecanismo es necesario al calcular la velocidad de transmisión del precio por la cadena de valor del frijol (ecuación (7)). Mientras que el estimador $\beta_1 = 1.56$ en la relación de largo plazo, se puede ver también como el coeficiente que mide la transmisión entre dos precios. (Esto también se interpreta como la *elasticidad del gasto de consumo* (Gujarati, 1999)).

CONCLUSIONES

Con base a las observaciones del INPP e INPC (Figura 4) construimos un modelo que nos permitió explicar el comportamiento natural de los datos. A nivel de los consumidores encontramos que dentro de los parámetros existe una tendencia significativa, es decir, el INPC cambia con respecto al tiempo, además de cambiar con el INPP (pruebas de estacionalidad y ecuación (6)), el tiempo es un determinante importante y afecta a la variable dependiente. Además, el INPP se *transmite* al INPC como debe ocurrir teóricamente según la prueba de Granger, por otra parte, el incremento en una unidad en INPP causa una desviación en el punto de equilibrio causando una disminución en el margen del INPC, sin embargo, en el largo plazo el INPC responde incrementando el precio en 1.56 unidades a una tasa del 8.5% correctiva por periodo (ecuación (7)) llegando así a la condición de equilibrio entre ambos indicadores. Al simplificar nuestro análisis de la cadena de valor del frijol solamente en dos eslabones que son medidos por los índices INPP e INPC, y en términos de transmisión de precios, lo que estamos viendo entonces es que, cuando el precio al productor se incrementa, el margen del siguiente eslabón va a tener un incentivo mucho más amplio para transmitir más rápido ese incremento, en otras palabras, y de forma cuantitativa, la velocidad con que se transmite el precio es del 90% (ver ecuación (7)). También vemos de las observaciones que el mercado del frijol es relativamente poco volátil salvo la crisis que tuvo a finales de 2010 y 2013 como muestra la Figura (4).

Concluyendo de otra manera, nuestro modelo evidencia que se transmite el 1.56 del INPP al INPC lo cual se verifica en los precios del frijol. Tener este dato preciso y la velocidad con que se corrige en cada periodo tiene como mayor aplicación la gestión de políticas públicas, en el caso del frijol esta cifra sugiere mantener el incentivo de los dos pesos al productor y realizar un análisis cualitativo sobre el *coyotaje* y la forma de distribución en este mercado como sugiere Ricardo Monreal Ávila (Ávila, 2014) implementado programas emergentes y apoyo a los pequeños y medianos productores. Finalmente, al no considerar toda la cadena como variables dentro del modelo econométrico podemos decir que entre el INPC y el INPP el mercado es eficiente con la cual se transmiten esos precios. Como vemos en este artículo, mediante un modelo sencillo y no tan sofisticado podemos capturar mucha información del análisis de un mercado, sin embargo, los modelos econométricos aún no están lo suficientemente confeccionados como para describir por completo la fenomenología económica como señala Rashid, (2010).

AGRADECIMIENTOS

A nuestros padres por enseñarnos a amar la tierra de nuestro país y al Dr. Rodrigo Gómez Monge por su apoyo y conocimientos para lograr el objetivo de este artículo.

REFERENCIAS

- Alonso, J. C., G. & A. I., 2011. Integración de los precios en los canales minorista y mayorista arroz, papa y frijol en la ciudad de Cali. *Economía Gestión y Desarrollo*, Issue 10.
- Ávila, R. M., 2014. *Senado de México (Youtube)*. [En línea] Available at: <https://www.youtube.com/watch?v=QJY-adorE8A&t=8s> [Último acceso: feb 2017].
- Breunig, R., 2007. Econometric Theory and Methods-by Russell Davidson and James G. MacKinnon. *Economic Record*, 83(260), pp. 110--112.
- Cifuentes, J. C. A. N. D. E., 2016. El precio mundial del café y su efecto en el precio minorista para las cinco principales ciudades de Colombia. *Revista Finanzas y Política Económica*, 8(2), p. 379.
- De, Z. a. K. D., 2015. Price transmission in hog and feed markets of China. *Journal of Integrative Agriculture: Elsevier*, 14(6), pp. 1122--1129.
- Dickey, D. A. a. F. W. A., 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), pp. 427--431.
- Dickey, D. A. a. F. W. A., 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 1057--1072.
- Duarte Machado, J. S., 2009. Agricultura familiar y cooperativismo en Brasil: panorama actual y desafíos.. pp. 67-92.
- economía, S. d., s.f. *economia.gob.mx*. [En línea] Available at: http://www.economia.gob.mx/files/comunidad_negocios/industria_comercio/analisis_cadena_valor_frijol.pdf [Último acceso: 8 febrero 2017].
- Economía, S. d., s.f. <http://www.economia-sniim.gob.mx>. [En línea] Available at: <http://www.economia-sniim.gob.mx> [Último acceso: 8 febrero 2017].
- FAO, 2013. *Food and Agriculture Organization of the United Nations*. [En línea] Available at: http://faostat3.fao.org/browse/se/rankings/countries_by_commodity/S [Último acceso: 9 Mayo 2014].

- FAO, 2013. *Food and Agriculture Organization of The United Nations*. [En línea] Available at: <http://faostat.fao.org/site/342/default.aspx> [Último acceso: 5 Abril 2015].
- Ganneval, S., 2016. Spatial price transmission on agricultural commodity markets under different volatility regimes. *Economic Modelling: Elsevier*, Volumen 52, pp. 173-185.
- Gómez Aguirre, M., 2014. Relación de causalidad entre el índice de precios del productor y el índice de precios del consumidor incorporando cambios estructurales El caso de México. *Contaduría y Administración*, 59(2), pp. 179-196.
- Gujarati, D., 2014. *Econometrics by example*. s.l.:Palgrave Macmillan.
- Gujarati, D. N. a. P. D. C., 1999. *Essentials of econometrics*. s.l.:McGraw-Hill Singapore.
- INEGI, 2013. *Instituto Nacional de Estadística y Geografía : Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares 2013*. [En línea] Available at: <http://www3.inegi.org.mx/rnm/index.php/catalog/132>
- INEGI, s.f. *Instituto Nacional de Estadística y Geografía*. [En línea] Available at: <http://www.inegi.org.mx/sistemas/indiceprecios/>
- Janssen, W., 2013. *Banco Mundial: America Latina*. [En línea] Available at: http://www.bancomundial.org/es/news/feature/2012/09/13/america_latina_crisis_precio_alimentos [Último acceso: 28 Mayo 2015].
- Kirchgässner, G. W. J. & H. U., 2012. *Introduction to modern time series analysis*. s.l.:Springer Science & Business Media.
- Kotler, P. a. A. G., 2012. *Introducción al Marketing*. 14 ed. s.l.:México: Pearson Educación.
- Kotler, P. & Armstrong, G., 2012. *Marketing*. Decimocuarta ed. s.l.:Pearson Educación. México.
- Machado & Sidnei Duarte, J., s.f. *agricultura familiar y cooperativismo en Brasil: panorama actual y desafío*.
- Martínez-Damián, M. Á. G.-E., s.f. Transmisión de precios de carne de res en México. *Revista mexicana de ciencias agrícolas*, 4(1), pp. 143-151.
- Martínez, D. & González-Estrada, A., 2013. Transmisión de precios de carne de res en México” Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias Estado de México, México.. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*, 4(1), pp. 143-151.
- Navalpotro, J. S., de Unamuno Hierro, J. & Cáceres Ruiz, J. I., 2003. *Teorías y modelos macroeconómicos*. s.l.:ESIC Editorial.

- Rashid, S. a. M. N. a. L. S. a. B. B., 2010. Are staple food markets in Africa efficient? Spatial price analyses and beyond. *COMESA policy seminar” Food price variability: Causes, consequences, and Policy Options*, pp. 25-26.
- Shapiro, S. S. a. W. M. B., 1965. An analysis of variance test for normality. *Biometrika*, 52(3/4), pp. 591-611.
- SIAP, s.f. <http://infosiap.siap.gob.mx>. [En línea] Available at: http://infosiap.siap.gob.mx/agricola_siap_gb/icultivo/index.jsp [Último acceso: 8 feb 2017].
- Tapia Alvarado, E. S., 2015. Asimetría en la transmisión de precios bajo efectos de umbral: mercado mexicano de frijol, jitomate y huevo..
- Verbeek, M., 2008. *A guide to modern econometrics*.. s.l.:John Wiley & Sons.
- Williamson, O. E. O. E., 1991. Mercados y jerarquías: su análisis y sus implicaciones antitrust. Issue 330.1/W72mE.