

Análisis de simetría en la transmisión de precios de mercado del frijol negro en México: casos Zacatecas y Ciudad de México

Analysis of symmetry in the transmission of market prices for black bean in Mexico: the cases of Zacatecas and Mexico City

Antonio Aguilar-López¹ y Salvador González-Andrade^{2*}

¹ División de Ingeniería en Gestión Empresarial del Tecnológico Nacional de México/ITS de Huichapan. aaguilar@iteshu.edu.mx

^{2*} Departamento de Estudios Económicos/El Colegio de la Frontera Norte, San Antonio del Mar, Tijuana, Baja California, México. C.P. 22560.

Tel. (664) 6316300 ext. 3423. salvador@colef.mx

*Autor para correspondencia

Resumen

En México, el frijol (*Phaseolus vulgaris*) juega un papel preponderante como fuente de proteína vegetal de bajo costo. Entre las variedades disponibles domésticamente, el frijol negro representa una gran proporción del total del consumo de esta legumbre. El presente artículo analiza la simetría en la transmisión de precios del frijol negro bola en los casos de Zacatecas (principal productor) y Ciudad de México (principal centro de consumo). El análisis se realizó usando dos series de tiempo que abarcan desde agosto de 2005 hasta septiembre de 2023. Dos pruebas estadísticas indican la presencia de cointegración entre los precios, mientras que los resultados de modelos autorregresivos de umbrales (TAR, por sus siglas en inglés) y de impulso (MTAR) sugieren simetría en la velocidad de ajuste entre los precios en una relación de equilibrio de largo plazo. La elasticidad de la transmisión de precios de Zacatecas a Ciudad de México se estimó en 0.8627%, *ceteris paribus*.

Palabras clave: Cointegración; modelo autorregresivo de impulso; modelo autorregresivo de umbrales; *Phaseolus vulgaris*.

Abstract

In Mexico, the dry bean (*Phaseolus vulgaris*) plays a leading role as a source of low-cost vegetable protein. Among the varieties available nationally, black beans represent a large proportion of the total consumption of this legume. This paper analyzes the symmetry in the price transmission of black "bola" beans in the cases of Zacatecas (main producer) and Mexico City (main consumer center). The analysis was carried out using two time series spanning from August 2005 to September 2023. Two statistical tests indicate the presence of cointegration between prices, while the results of the threshold autoregressive (TAR) and momentum threshold autoregressive (MTAR) models suggest symmetry in the speed of adjustment between prices in a long-run equilibrium relationship. The elasticity of price transmission from Zacatecas to Mexico City was estimated at 0.8627%, *ceteris paribus*.

Keywords: Cointegration; momentum threshold autoregressive model; threshold autoregressive model; *Phaseolus vulgaris*.

Recibido: 15 de noviembre de 2023

Aceptado: 19 de febrero de 2024

Publicado: 15 de mayo de 2024

Cómo citar: Aguilar-López, A., & González-Andrade, S. (2024). Análisis de simetría en la transmisión de precios de mercado del frijol negro en México: casos Zacatecas y Ciudad de México. *Acta Universitaria* 34, e4064. doi: <http://doi.org/10.15174/au.2024.4064>

Introducción

El análisis de los precios en el mercado de frijol en México es relevante tanto por los niveles de producción de esa leguminosa como por su contribución en la seguridad alimentaria del país, pues es el segundo alimento de consumo básico. De acuerdo con la Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural (Sader, 2023), la producción anual superó las 944 mil toneladas de frijol en 2022. Dicha legumbre ocupa el tercer lugar en cuanto a superficie sembrada, con 9% a nivel nacional, y existen más de 476 mil productores. Su cultivo genera 382 mil empleos permanentes en el campo. Se destaca que el 99% de los productores tienen menos de 20 hectáreas, aportan el 91% de la producción y siembran el 91% de la superficie dedicada a este grano (Sader, 2021).

En cuanto a la seguridad alimentaria de México, el frijol juega un papel principal por al menos tres razones: 1) es una de las fuentes principales de proteínas de bajo costo para la población, 2) es uno de los principales cultivos anuales en cuanto al área cultivada y 3) tiene una relación histórica con los habitantes de la región (Sangerman-Jarquín *et al.*, 2010). En México, esta leguminosa aporta el 36% de la ingesta diaria de proteínas, un consumo anual de 7.7 kilogramos, apenas cerca de la mitad de lo consumido en 1980, 16 kilogramos (Sader, 2023).

Por un lado, las proteínas de origen vegetal manifiestan variaciones de interés económico tales como: 1) la diferencia de costo entre regiones, 2) el efecto que las posibilidades de producción de esas regiones tienen sobre la disponibilidad de dichos nutrientes y 3) la relación positiva que existe entre sus precios y el nivel de ingreso (Grigg, 1995). En este sentido, la diferencia de precios entre las regiones productoras y consumidoras presenta una oportunidad para el arbitraje espacial; es decir, el transporte de proteínas entre regiones puede generar beneficios económicos.

Por otro lado, el liberalismo económico ha sido el marco de la política económica y agrícola de México durante las últimas décadas. En dicho contexto, las medidas implementadas a partir del ajuste estructural significaron la liberalización del mercado doméstico de productos agrícolas, por lo que a partir de entonces los precios han sido determinados por las fuerzas de la oferta y la demanda. Sin embargo, como respuesta al ingreso de México al TLCAN, y a la eliminación de los precios de garantía, en 1994 se creó el Programa de Apoyos Directos al Campo (Procampo). El objetivo del programa era transferir recursos a los productores de diferentes cultivos, entre ellos el frijol. En 2014, Procampo sufrió algunos cambios y se renombró como Procampo productivo y funcionó hasta 2018. A partir de entonces, la estructura programática se modificó para dar lugar al programa Producción para el Bienestar (Hernández *et al.*, 2021).

Hablando del frijol, el llamado ajuste estructural propició el retiro del gobierno de la cadena de mercadeo, de las actividades de producción y del manejo de las importaciones (Yunez-Naude, 2003). Adicionalmente, a partir del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), se estableció un sistema de tarifas y cuotas que duraron hasta el 1 de enero de 2008 (Aguilar-Lopez & Kuhar, 2020). En este sentido, la liberalización dio lugar a una estructura de mercado imperfecta, caracterizada por una concentración significativa, en la que unas cuantas empresas privadas manejaban la cadena de mercadeo en el nuevo entorno (Torres-Sandoval & García-Salazar, 2008). Dicha concentración favorece la aparición de sospechas sobre la transmisión de precios entre las regiones productoras y consumidoras.

México tiene 70 variedades de frijol de las 150 que existen en el mundo, además, ocupa el 4to lugar en producción a nivel mundial. Si bien en todos los estados el país se siembra frijol, Zacatecas ocupa el primer lugar en superficie sembrada y en producción de esta leguminosa (Sader, 2023). De hecho, los estados de Zacatecas y Chiapas obtuvieron los niveles de producción más altos de las variedades negras (entre las que se consideran el frijol negro Jamapa, negro Querétaro, negro San Luis, negro Veracruz, negro Zacatecas y otros negros) en el periodo 2003-2022. El promedio anual en el volumen de producción para esos estados fue de 150.57 y 51.16 mil toneladas, respectivamente (Figura 1). Los niveles de producción de frijol negro a nivel nacional se han estabilizado en las últimas décadas. A partir del 2004, estas variedades han representado entre el 30% y el 40% de la producción nacional, aproximadamente, en detrimento de otras variedades claras (Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera, [SIAP], 2023).

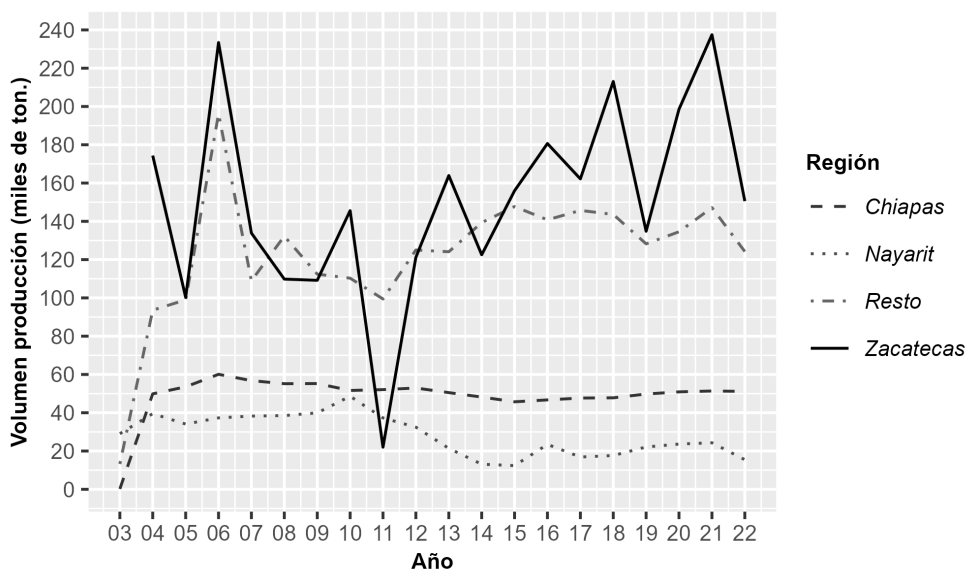


Figura 1. Volumen de producción de frijol negro en regiones seleccionadas de México (periodo 2003-2022). Fuente: SIAP (2023).

El estudio de transmisión de precios

La literatura sobre el estudio de la transmisión de precios a través del espacio y de las cadenas de mercadeo ha mantenido vivo el interés de los investigadores en todo el mundo. En este sentido, se encuentran las contribuciones clásicas de Ward (1982) y Ardeni (1989), así como las investigaciones aplicadas de Von Cramon-Taubadel & Loy (1996), Von Cramon-Taubadel (1998) y Von Cramon-Taubadel (2017). En autores como Meyer & Von Cramon-Taubadel (2004), Rapsomanikis *et al.* (2003) y Frey & Manera (2007), encontramos esfuerzos por la sistematización del análisis de la transmisión de precios. Ejemplos de estudios aplicados recientes se encuentran para Polonia y Hungría (Bakucs *et al.*, 2012), Sudáfrica (Abidoye & Labuschagne, 2014), Bangladesh (Alam *et al.*, 2016; Deb *et al.*, 2020), Sri Lanka (Korale *et al.*, 2016), China (Dong *et al.*, 2018) e India (Paul & Karak, 2022). La idea subyacente en estas contribuciones es que una adecuada transmisión del nivel de precios puede predecir el arbitraje (es decir, el movimiento de mercancías entre regiones para aprovechar las oportunidades de negocio) eficiente y servir como una medida de la eficiencia de mercado. En este contexto, se espera que dos mercados relacionados horizontalmente presenten virtualmente el mismo precio, teniendo presente que las diferencias que de hecho se presentan se deben a factores como los costos de transacción (esto es, los costos que implica el arbitraje), el poder de mercado, las economías de escala, la diferenciación de productos, entre otros (Abidoye & Labuschagne, 2014).

Los mercados que se caracterizan por una concentración significativa y un comportamiento estratégico dan lugar a sospechas sobre la simetría de la transmisión de precios (Von Cramon-Taubadel & Loy, 1996). En este sentido, la eficiencia de los mercados agrícolas afecta cómo los precios se transmiten de un mercado con excedentes a un mercado consumidor (Yami *et al.*, 2020). En el caso de la transmisión asimétrica, los precios en el mercado deficitario pueden reaccionar de manera diferente, dependiendo de si los precios en el mercado excedentario aumentan o disminuyen.

El interés por la transmisión asimétrica de precios ha tenido un largo recorrido en el campo de la economía agrícola (Meyer & Von Cramon-Taubadel, 2004). Los modelos econométricos usados en el análisis de la transmisión asimétrica de precios se han organizado en cinco categorías: autoregresivos de rezagos distribuidos (ADL, por sus siglas en inglés), modelos de ajuste parcial (PAM), modelos de corrección del error (ECM), modelos de cambio de régimen (RSM) y sus extensiones multivariadas (Frey & Manera, 2007). Las propiedades de series de tiempo de los precios juegan un rol en la determinación del modelo a emplear.

La referida concentración en la cadena de mercadeo del frijol es un factor que podría distorsionar la transmisión de precios entre las regiones productoras y consumidoras. Por un lado, si las empresas involucradas en el arbitraje espacial ejercieran su poder de mercado, por ejemplo, podrían aprovecharse del diferencial de precios para obtener mayores beneficios, comprando frijol a precios bajos en las regiones productoras, como Zacatecas, para luego venderlo a un precio más alto en regiones consumidoras, como la Ciudad de México. En este caso, resulta útil para analizar si los precios en las dos regiones comparten una relación estable en el largo plazo, y con ello determinar si dicha distorsión ocurre o no. Sin embargo, aun cuando los precios comparten una relación estable, otro tipo de distorsión puede surgir en relación con la velocidad del ajuste hacia el equilibrio de largo plazo, dependiendo de si dichas desviaciones son positivas o negativas.

Por lo tanto, el objetivo en el presente artículo es analizar la simetría de la transmisión de precios del frijol negro bola entre el Mercado de Abasto de Zacatecas (MAZ), de Zacatecas, y la Central de Abasto de Iztapalapa (CAI), de la Ciudad de México, en el periodo de agosto de 2005 a septiembre de 2023. El primer mercado se encuentra en una de las principales regiones productoras de frijol negro del país (como se presentó en la Figura 1) y el segundo dentro de una región densamente poblada, reconocida como uno de los principales mercados de destino de esa leguminosa. A diferencia de otros estudios sobre la transmisión de precios en mercados agrícolas, la metodología aquí empleada analiza la presencia de cointegración, dejando abierta la posibilidad de un ajuste asimétrico hacia el equilibrio de largo plazo.

Materiales y métodos

Para un bien homogéneo, el análisis empírico de la transmisión de precios comienza con la siguiente versión de la ley de un solo precio (Listorti & Esposti, 2012):

$$P_t^c = \alpha + \beta P_t^p + \omega C_t + e_t \quad (1)$$

donde P_t^p y P_t^c son los precios en la región productora y en la región consumidora, respectivamente, en el periodo t , mientras que C_t representa los costos del arbitraje entre las dos regiones, a los que difícilmente se tiene acceso y, por tanto, se dejan fuera de las modelaciones. La transformación logarítmica de los precios es una práctica común; de esta manera, dentro del marco de la transmisión espacial de precios, un $\beta = 1$ refleja la validez de la ley de un solo precio (que es la fundamentación teórica detrás de este tipo de transmisión, así como la consecuencia del arbitraje). Finalmente, el coeficiente α captura los efectos de desplazadores que contribuyen al diferencial de precios entre las dos regiones, y se asume que es una proporción constante de los precios en este caso (Listorti & Esposti, 2012). En una transmisión de precios perfecta, un incremento o decremento de precio en un mercado conlleva al mismo cambio de precio en otro mercado integrado (Yami et al., 2020).

La ecuación 1 debe manejarse con precaución, pues podría estar afectada por el problema de la regresión espuria. Por lo tanto, es necesario hacer una prueba para detectar si es que los precios comparten una tendencia común, es decir, si están cointegrados. Si dos series de tiempo tienen raíz unitaria, pero alguna combinación lineal de ellas es estacionaria, entonces se dice que las series están cointegradas (Koop, 2005). En este contexto, e_t debe ser estacionaria para que la ley de un solo precio se cumpla, en el entendido de que los dos precios no son estacionarios (Ardeni, 1989). Solo si se encuentra cointegración se puede considerar que la ecuación 1 es una estimación legítima de la relación de equilibrio de largo plazo entre los precios (Meyer & Von Cramon-Taubadel, 2004).

La prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF) evalúa la presencia de raíz unitaria en la variable $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ por medio del modelo:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{j=1}^J \beta_j \Delta y_{t-j} + \epsilon_t \quad (2)$$

donde a_0 es el intercepto, t la tendencia y j el orden de los rezagos del proceso autoregresivo. En esta prueba, la hipótesis nula es raíz unitaria o $H_0: \gamma = 0$. Se evaluaron dos especificaciones (Enders, 2015): 1) tendencia e intercepto (con $H_0: \gamma = a_2 = 0$; es decir, la serie tiene raíz unitaria, sin tendencia determinística, con estadístico de prueba ϕ_3) e 2) intercepto (con $H_0: \gamma = 0$; es decir, la serie tiene raíz unitaria, con estadístico de prueba τ_μ).

Por su parte, la prueba de cointegración de Engle-Granger comienza con la estimación de la relación de equilibrio de largo plazo entre los precios de la región productora (P^p) y de la región consumidora (P^c):

$$P_t^c = \alpha + \beta P_t^p + e_t \quad (3)$$

Posteriormente, se corre una regresión con los residuales de la ecuación 3, como la siguiente:

$$\Delta e_t = \rho e_{t-1} + \sum_{j=1}^J \Delta e_{t-j} + v_t \quad (4)$$

Si el coeficiente de e_{t-1} es estadísticamente significativo, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria y se dice que los precios están cointegrados. En este caso, ρ indica la proporción del término del error del periodo anterior que el sistema corrige en una unidad de tiempo. El término v_t es una perturbación de ruido blanco (Korale et al., 2016).

La ecuación 4 supone un ajuste simétrico de precios, dado que ρ se estima como un efecto promedio del término rezagado del error e_{t-1} , sin importar si dicho término es positivo o negativo. En este sentido, Enders & Siklos (2001) realizaron las siguientes modificaciones para permitir un ajuste asimétrico:

$$\Delta e_t = I_t \rho_1 e_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 e_{t-1} + \sum_{j=1}^J \Delta e_{t-j} + v_t \quad (5)$$

donde I_t es un indicador de pesos tal que $I_t = 1$ si $e_{t-1} \geq \tau$ e $I_t = 0$ si $e_{t-1} < \tau$. Esta especificación alternativa es conocida como modelo autorregresivo de umbrales (TAR, por sus siglas en inglés), en el que el proceso de transmisión no es lineal y existe una asimetría en la velocidad de ajuste. Cuando $\tau = 0$, los términos ρ_1 y ρ_2 denotan la velocidad de ajuste del sistema hacia el equilibrio, dependiendo de si la desviación se encuentra por encima de éste (e_{t-1}^+) o por debajo de éste (e_{t-1}^-) (Korale et al., 2016).

Una alternativa al modelo TAR surge con el modelo de impulso (MTAR), en el que el indicador de pesos se define como: $I_t = 1$ si $\Delta e_{t-1} \geq \tau$ e $I_t = 0$ si $\Delta e_{t-1} < \tau$. La selección de los j rezagos en cada modelo, así como la selección entre las dos especificaciones, puede realizarse con el criterio de información de Akaike (AIC) (Enders & Siklos, 2001).

Como se sugiere en las ecuaciones 4 y 5, el procedimiento de Engle-Granger es un caso especial de la prueba de Enders y Siklos cuando $\rho_1 = \rho_2$. En el caso de la ecuación 5, se dice que existe cointegración entre los precios si se rechaza la hipótesis: $\rho_1 = \rho_2 = 0$. Esto conduce a la prueba de simetría entre los términos de velocidad de ajuste, es decir: $\rho_1 = \rho_2$ (Gizaw et al., 2021). Esta modificación hace posible hacer la prueba de cointegración sin tener que suponer un ajuste simétrico en el equilibrio de largo plazo (Meyer & Von Cramon-Taubadel, 2004).

En presencia de cointegración, con ajuste simétrico, el teorema de representación de Granger establece que la relación entre los precios puede expresarse como el siguiente modelo de corrección del error o ECM (Koop, 2005):

$$\Delta P_t^c = \alpha + \beta \Delta P_t^p + \theta ECT_{t-1} + \epsilon_t \quad (6)$$

El ECT relaciona cambios de P_t^c con cambios en P_t^p y con los residuales de la ecuación 3 rezagados un periodo ($e_{t-1} = P_{t-1}^c - \alpha - \beta P_{t-1}^p$), lo que se conoce como el término de corrección del error. Este término mide las desviaciones con respecto al equilibrio de largo plazo entre los dos precios; al incluirlo en la regresión, no solo se permite que P_t^c responda a cambios en P_t^p , sino también se permite corregir cualquier desviación con respecto al equilibrio de largo plazo que pudiera haber quedado en los periodos anteriores (Meyer & Von Cramon-Taubadel, 2004).

Cuando dos precios de dos mercados relacionados horizontalmente están cointegrados, la relación entre ellos puede representarse mediante un modelo vector de corrección del error (VECM) como el siguiente (Rapsomanikis et al., 2003):

$$\Delta P_t^c = \alpha_1 + \theta_1 (P_{t-1}^c - \beta P_{t-1}^p) + \mu_1 P_{t-1}^c + \dots + \mu_k P_{t-k}^c + \gamma_1 \dots + \gamma_k P_{t-k}^p + v_{1,t} \quad (7a)$$

$$\Delta P_t^p = \alpha_2 + \theta_2 (P_{t-1}^c - \beta P_{t-1}^p) + \phi_1 \dots + \phi_k P_{t-k}^c + \delta_1 P_{t-1}^p + \dots + \delta_k P_{t-k}^p + v_{2,t} \quad (7b)$$

En el caso de la transmisión asimétrica, la literatura reporta el uso de los siguientes ECM, en los que se divide el ECT en un componente positivo y uno negativo, lo que hace posible realizar las pruebas sobre la transmisión asimétrica de precios (Meyer & Von Cramon-Taubadel, 2004):

$$\Delta P_t^c = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j \Delta P_{t-j}^p + \theta^+ ECT_{t-1}^+ + \theta^- ECT_{t-1}^- + \epsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta P_t^c = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j^+ D^+ \Delta P_{t-j}^p + \sum_{k=1}^K \beta_k^- D^- \Delta P_{t-k}^p + \theta^+ ECT_{t-1}^+ + \theta^- ECT_{t-1}^- + \epsilon_t \quad (9)$$

donde $D^+ = 1$ si $\Delta P_t^p \geq 0$ y 0 en cualquier otro caso, mientras que $D^- = 1$ si $\Delta P_t^p < 0$, y 0 en cualquier otro caso.

Análisis de causalidad

El presente análisis se complementa con la prueba de causalidad de Granger, que debe realizarse para valorar la transmisión de precios y la integración de mercados (Rapsomanikis et al., 2003). Para realizar esta prueba se empleó el enfoque de Yoda y Yamamoto (TY) (Yarni et al., 2020), que evalúa si los valores rezagados de una serie ayudan a explicar los valores presentes de otra serie, en conjunto con los valores rezagados de esta última. El enfoque TY es independiente de la prueba de cointegración y comienza con el establecimiento del siguiente sistema de vectores autoregresivos (VAR):

$$P_t^c = \alpha_1 + \theta_1 P_{t-1}^c + \dots + \theta_m P_{t-m}^c + \gamma_1 P_{t-1}^p + \dots + \gamma_m P_{t-m}^p + u_t \quad (10a)$$

$$P_t^p = \alpha_2 + \delta_1 P_{t-1}^p + \dots + \delta_m P_{t-m}^p + \phi_1 P_{t-1}^c + \dots + \phi_m P_{t-m}^c + u_t \quad (10b)$$

Una vez que el tamaño de los rezagos m se ha determinado, se añade un rezago y el modelo se corre nuevamente con los $m + 1$ rezagos. Evaluar la hipótesis nula $H_0: \gamma_1 = \dots = \gamma_m = 0$ en el nuevo modelo es equivalente a evaluar si P_t^p causa en el sentido de Granger a P_t^c . De manera similar, evaluar la hipótesis nula $H_0: \phi_1 = \dots = \phi_m = 0$ es equivalente a evaluar si P_t^c causa en el sentido de Granger a P_t^p .

En el presente análisis, las variables P_t^p y P_t^c representan precios mensuales para frijol negro bola en dos ubicaciones, el Mercado de Abasto de Zacatecas (MAZ) y la Central de Abasto de Iztapalapa (CAI) (Tabla 1).

Tabla 1. Descripción de precios en series mensuales en el periodo agosto 2005-septiembre 2023.

| Precio | Descripción | Unidades |
|---------|---|---------------|
| zac_t | Precio promedio frecuente para frijol negro bola Zacatecas en el Mercado de Abasto de Zacatecas (MAZ). | MXN kg^{-1} |
| izt_t | Precio promedio frecuente para frijol negro bola Zacatecas en la Central de Abasto de Iztapalapa (CAI). | MXN kg^{-1} |

Nota. Precios en logaritmos naturales. Observaciones faltantes para el caso de mercado de destino de Central de Abasto de Iztapalapa (CAI) entre febrero 2021 y mayo 2021 fueron reemplazados con precios de frijol negro con origen en Puebla, para fecha febrero 2021 (\$20.00) y mayo 2021 (\$21.25). Otras observaciones faltantes se reemplazaron con promedios móviles entre observaciones contiguas ($k-1$ y $k+1$, para la observación k).
Fuente: Elaboración propia con base en información del Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados (SNIIM, 2023).

Los precios empleados en el análisis fueron expresados en logaritmos naturales y corresponden al periodo de agosto de 2005 a septiembre 2023 (precios en niveles en la Figura 2).

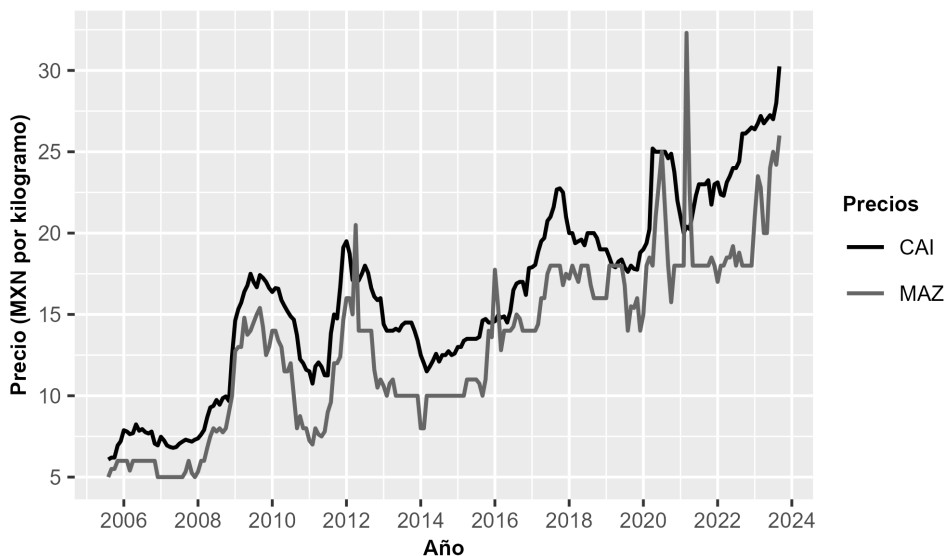


Figura 2. Precios para frijol negro bola en el Mercado de Abasto de Zacatecas y en la Central de Abasto de Iztapalapa (periodo agosto 2005-septiembre 2023). Fuente: SIAP (2023).

El procesamiento de los datos se realizó a través del paquete R, versión 4.3.1 (R Core Team, 2023). Las pruebas Dickey-Fuller aumentada, Engle-Granger y Enders-Siklos se realizaron mediante la estimación de modelos mínimos cuadrados con la función *dynlm* del paquete *dynlm* 0.3-6. La función mencionada también se empleó para estimar la ecuación de largo plazo y los modelos TAR y MTAR. El criterio de información de Akaike se determinó mediante la función *AIC* del paquete *stats* 4.3.1. Las pruebas de hipótesis sobre los coeficientes se realizaron con la función *linearHypothesis* del paquete *car* 3.1-2. Los modelos VAR se estimaron con la función del mismo nombre del paquete *vars* 1.5-9. Finalmente, el modelo VECM se estimó con la función *ca.jo* del paquete *urca* 1.3-3.

Resultados

Al realizar la prueba ADF, el número de rezagos j se estimó usando el criterio de información de Akaike (AIC), a partir de modelos iniciales con 12 rezagos. Los resultados de la prueba indican que los procesos tienen raíz unitaria en niveles, pero son estacionarios en primeras diferencias. La Tabla 2 presenta los resultados de la prueba de raíz unitaria.

Tabla 2. Resultados de la prueba ADF a precios de frijol negro, agosto 2005-septiembre 2023.

| Precio | Modelo | Rezagos | γ | Estadístico | AIC | Resultado |
|---------|------------|---------|----------|-------------|-----------|---------------|
| zac_t | Intercepto | 0 | -0.0281 | -1.8258 | -356.5022 | Raíz unitaria |
| zac_t | Tendencia | 0 | -0.0971 | 5.5783 | -361.4019 | Raíz unitaria |
| izt_t | Intercepto | 3 | -0.0109 | -1.3333 | -685.6719 | Raíz unitaria |
| izt_t | Tendencia | 0 | -0.0362 | 2.4792 | -689.5237 | Raíz unitaria |

Nota. Precios en logaritmos naturales. Valores críticos 95% y 99%: -2.89 y -3.51 para modelo con intercepto; 6.49 y 8.73 para modelo con tendencia (Enders, 2015).

Fuente: Elaboración propia con base en los datos del SNIIM (2023) y en los resultados de los modelos.

Posteriormente, se estimó la ecuación 3, que representa la relación de largo plazo entre los precios. Ambos coeficientes resultaron estadísticamente significativos. Los resultados se presentan en la Tabla 3.

Tabla 3. Coeficientes estimados de la relación de largo plazo.

| Variable | Valor estimado | Error est. | Estadístico t | Valor p |
|----------|----------------|------------|---------------|-----------|
| α | 0.5620 | 0.0414 | 13.5645 | 0.0000*** |
| P_t^p | 0.8627 | 0.0164 | 52.6343 | 0.0000*** |

Nota. *** indica un nivel de significancia del 1% para el estadístico t.

Fuente: Elaboración propia con datos del SNIIM (2023).

Si bien el R^2 de un modelo sin intercepto fue más elevado que el del modelo con intercepto (0.9973 vs. 0.9277), se optó por este último al realizar una prueba de F ($p < 0.01$). Así, la ecuación de la relación de largo plazo entre los precios es: $P_t^f = 0.5620 + 0.8627P_t^p + e_t$.

Con los residuales de la ecuación 3 se estimó la ecuación 4 en una especificación sin constante. La elección del número de rezagos se realizó mediante el criterio AIC a partir de un modelo con 12 rezagos. A continuación, se presenta el resultado de la prueba de cointegración EG, los resultados indican que la hipótesis nula de raíz unitaria no puede rechazarse (Tabla 4).

Tabla 4. Resultados de la prueba de cointegración de Engle-Granger.

| Variable | Especificación | Rezagos | ρ | Estadístico | Resultado |
|-----------|----------------|---------|---------|-------------|---------------|
| e_{t-1} | Sin constante | 0 | -0.3607 | -6.9422*** | Cointegración |

Nota. Valores críticos de 95% y 99%: -3.3644 y -3.9474 para modelo con intercepto (MacKinnon, 1990).

Fuente: Elaboración propia con base en los datos del SNIIM (2023).

Al sustituir el coeficiente estimado se obtiene: $\Delta e_t = -0.3607e_{t-1} + v_t$. Sin embargo, si el proceso de ajuste fuera asimétrico, la relación de cointegración anterior sería imprecisa y no permitiría conocer el verdadero ajuste de velocidad. Por lo tanto, se evaluó la posibilidad de un proceso no lineal de transmisión de precios mediante la especificación de modelos TAR y MTAR. El número de rezagos en ambos casos se realizó a través del valor del AIC (Tabla 5).

Tabla 5. Resultados de la estimación de modelos TAR y MTAR.

| Variables | TAR | MTAR |
|---------------------------------|----------------------|----------------------|
| ρ_1 | -0.2922*** (-3.7261) | -0.2990*** (-4.0704) |
| ρ_2 | -0.4141*** (-5.9787) | -0.4364*** (-5.9364) |
| AIC | -472.9863 | -472.2431 |
| Observaciones | 217 | 216 |
| Ljung-Box (12 rezagos) | 8.9460 | 9.7009 |
| Prueba F: $\rho_1 = \rho_2 = 0$ | 24.8148*** | 25.9047*** |
| Prueba F: $\rho_1 = \rho_2$ | 1.3565 | 1.7477 |

Nota. Números entre paréntesis corresponden al estadístico t. Valores críticos de 95% y 99% (aproximados): 5.98 y 8.24 para TAR y 6.51 y 8.78 para MTAR tomados de Enders & Siklos (2001).

Fuente: Elaboración propia con base en los datos del SNIIM (2023).

El modelo TAR y MTAR muestran coeficientes significativos para los coeficientes ρ_1 y ρ_2 . No obstante, el modelo TAR apenas superó al modelo MTAR de acuerdo con el comportamiento del AIC. Los coeficientes del primer modelo cumplen con las dos condiciones para la aceptación de la convergencia hacia la relación de equilibrio de largo plazo. La primera de estas condiciones indica que $\rho_1 < 0$ y $\rho_2 < 0$. La segunda condición indica que $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$. Cumplir con estas dos condiciones asegura que cualquier choque que conlleve una desviación del ECT de su equilibrio de largo plazo será corregido por el propio sistema (Korale et al., 2016).

Al sustituir los valores estimados significativos en el modelo TAR (ecuación 5), se obtiene: $\Delta e_t = I_t(-0.2922)e_{t-1} + (1 - I_t)(-0.4141)e_{t-1} + v_t$.

La prueba sobre la velocidad de ajuste en la que $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ se evaluó mediante una prueba de F. Los resultados permiten rechazar la H_0 . Por su parte, la hipótesis de simetría se estableció como $H_0: \rho_1 = \rho_2$ y también se evaluó con una prueba de F. En este caso, no se rechazó la hipótesis nula, lo que indica que no hay diferencia estadísticamente significativa entre las velocidades de ajuste ρ_1 y ρ_2 .

Como se estableció con anterioridad, en esta investigación se siguió el enfoque TY para evaluar la causalidad de Granger entre los precios analizados. En una primera instancia, se seleccionó el número de rezagos mediante el AIC, a partir de un modelo con 12 rezagos. Se eligió un modelo con dos rezagos, sin tendencia determinística. No se detectó correlación serial.

Posteriormente, se evaluó el siguiente juego de hipótesis en el modelo ampliado a tres rezagos:

$H_{0,1}$: el precio en la CAI no causa en el sentido de Granger al precio en el MAZ.

$H_{0,2}$: el precio en el MAZ no causa en el sentido de Granger al precio en la CAI.

Estas hipótesis se evaluaron mediante pruebas de Wald. Los resultados se presentan en la Tabla 6.

Tabla 6. Resultados de la prueba de causalidad de Granger.

| Hipótesis nula | Estadístico | G. de l. | Valor p |
|----------------------------|-------------|----------|---------|
| zac_t no causa a izt_t | 18.7844*** | 2 | 0.0001 |
| izt_t no causa a zac_t | 24.8685*** | 2 | 0.0000 |

Nota. *** indica un nivel de significancia del 1% para el estadístico chi-cuadrada.

Fuente: Elaboración propia con base en los datos del SNIIM (2023).

La prueba de causalidad de Granger permitió rechazar ambas hipótesis nulas, lo que sugiere que la causalidad corre en ambas direcciones. Esto indica que los valores rezagados de un precio son útiles para modelar valores futuros del otro precio.

Con base en el resultado anterior, se optó por estimar un VECM con los precios analizados. El número de rezagos del modelo vector autoregresivo subyacente (VAR), que se determinó mediante el AIC, fue de dos. Por esta razón, se empleó un rezago en el modelo VECM, que se estimó mediante máxima verosimilitud. Los resultados del modelo final se presentan en la Tabla 7.

Tabla 7. Resultados del modelo VECM (1) para el precio del frijol negro.

| Variable | Valor estimado | Error est. | Estadístico t | Valor p | Ecuación |
|---------------------|----------------|------------|---------------|------------|----------|
| ECT_{t-1} | -0.1276 | 0.0312 | -4.0865 | 0.0001*** | CAI (7a) |
| Δizt_{t-1} | 0.3110 | 0.0646 | 4.8162 | 0.0000*** | CAI (7a) |
| Δzac_{t-1} | -0.0156 | 0.0344 | -0.4533 | 0.6508 | CAI (7a) |
| ECT_{t-1} | 0.3024 | 0.0659 | 4.5853 | 0.0000*** | MAZ (7b) |
| Δizt_{t-1} | 0.3886 | 0.1364 | 2.8494 | 0.0048*** | MAZ (7b) |
| Δzac_{t-1} | 0.0433 | 0.0727 | 0.5952 | 0.5523 | MAZ (7b) |
| Vector Cointegrante | izt_t | zac_t | α | AIC | |
| | 1.0000 | -0.8987 | -0.4839 | -2384.8922 | |

Nota. *** indica un nivel de significancia del 1%.

Fuente: Elaboración propia con base en los datos del SNIIM (2023).

Con base en las ecuaciones 7a y 7b, al sustituir los valores estimados se obtiene:

$$\Delta izt_t = -0.1276(izt_{t-1} - 0.8987zac_{t-1} - 0.4839) + 0.3110izt_{t-1} - 0.0156zac_{t-1} + v_{1,t}$$

$$\Delta zac_t = 0.3024(izt_{t-1} - 0.8987zac_{t-1} - 0.4839) + 0.3886izt_{t-1} + 0.0433zac_{t-1} + v_{2,t}$$

Los coeficientes de ajuste, α_1 y α_2 , muestran la velocidad de convergencia hacia el equilibrio de largo plazo. Debido a que los precios empleados en el modelo se expresaron en logaritmos naturales, el coeficiente de zac_t puede interpretarse como la elasticidad de la transmisión de precios. En este caso, si el frijol negro en Zacatecas se incrementa permanentemente en un 1%, el valor de equilibrio del precio en la Ciudad de México se incrementa en 0.8987%, *ceteris paribus*. Este valor es similar al obtenido en la Tabla 3.

El sistema de precios del frijol negro realiza corrección del error. En el caso de la CAI, el precio del frijol negro retomará el equilibrio en $1/0.1276 \approx 8$ meses, mientras que en el MAZ retomará en $1/0.3024 \approx 3$ meses. Esto indica que el ajuste de precios en Zacatecas es relativamente más rápido que en la Ciudad de México.

Finalmente, se aplicó un análisis impulso-respuesta a partir del modelo VAR correspondiente al modelo VECM estimado. Los resultados indican que no hay respuesta inmediata en los dos mercados analizados. Después de un mes, el incremento en una desviación estándar en zac_t se asocia con un incremento de 0.0991 desviaciones estándar en izt_t . En el mismo periodo, el incremento en izt_t se asocia con un incremento de 0.6909 en zac_t . En ambos casos, los coeficientes continúan incrementándose, indicando que el impacto de los choques es persistente. Así, un choque en uno de los mercados conducirá eventualmente a un cambio en el otro mercado, lo que apoya el hallazgo de una relación de largo plazo. Sin embargo, el efecto no es inmediato, lo que sugiere que existen algunas barreras al arbitraje, como los costos de transporte o la asimetría de la información.

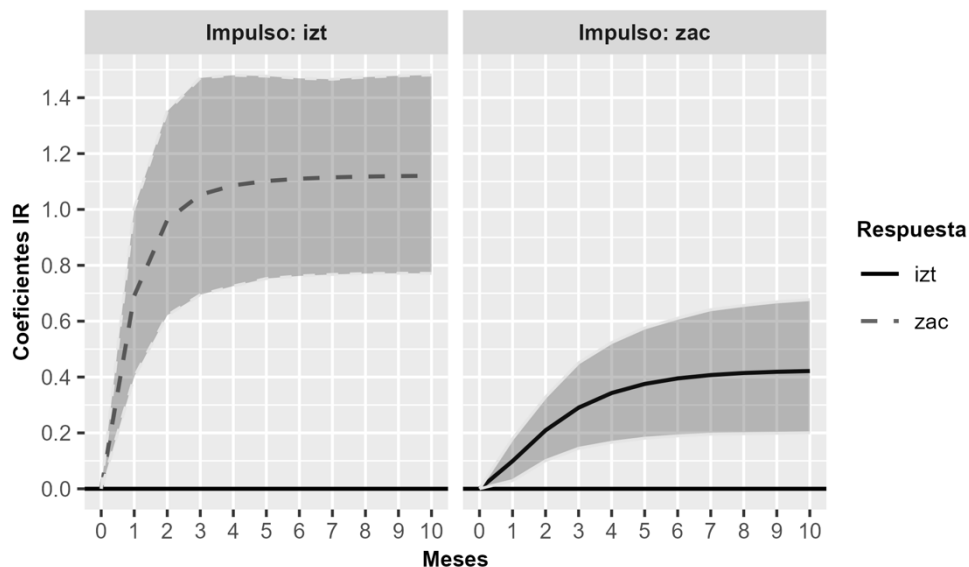


Figura 3. Impulso-respuesta para precio de frijol negro bola entre el MAZ (Zacatecas) y la CAI (Ciudad de México).

Nota. Intervalo de confianza del 95%, generado mediante bootstrapping con 500 repeticiones.

Fuente: Elaboración propia con base en la en los datos del SNIIM (2023).

Discusión

En México se han realizado diversos esfuerzos para analizar la simetría en la transmisión de precios agrícolas tanto en mercados relacionados de manera horizontal como vertical. Sin embargo, en algunos casos no se evalúa la cointegración entre los precios (Cih-Dzul *et al.*, 2013), o bien se emplea la prueba Engle-Granger o la de Johansen, en las que ajuste de precios es lineal o constante (González & Martínez, 2015; Jaramillo-Villanueva & Palacios-Orozco, 2019; Rojas-Juárez *et al.*, 2022). Un ejemplo de ajuste no lineal para maíz entre los mercados mexicanos y estadounidenses se puede encontrar en Araujo-Enciso (2011).

La transmisión de precios no se ha analizado con anterioridad para el caso del frijol en México, menos aún se ha considerado la simetría de dicha transmisión, pese a ser uno de los cultivos más importantes del país. En el presente artículo se emplearon pruebas de cointegración para determinar si existe una relación estable de largo plazo entre los precios de Zacatecas y la Ciudad de México. Dentro de las pruebas se encuentra la cointegración de umbral, que permiten un ajuste asimétrico hacia la relación de equilibrio de largo plazo. Los resultados indican que las señales entre los dos mercados se transmiten de manera eficiente, de tal manera que los consumidores de la Ciudad de México no se ven afectados indebidamente por los cambios en los precios, contrario a lo que la concentración del mercado y la participación de actores privados permite suponer (Deb *et al.*, 2020). Es decir, los resultados de este estudio evidencian que no se extraen beneficios extraordinarios por las actividades de arbitraje, pese a que la estructura de mercado apunta en esa dirección; en otras palabras, los incrementos en los precios de frijol negro bola en el MAZ, que conducen a reducciones del margen de mercadeo, se transmiten con la misma velocidad hacia los precios en la CAI que las reducciones, las cuales conducen a un incremento en los márgenes de mercadeo.

Conclusiones

En la dieta del pueblo mexicano, el frijol contribuye con poco más de una tercera parte de la ingesta diaria de proteínas. Son cerca de medio millón de productores quienes cultivan dicha leguminosa en prácticamente todo el territorio nacional; no obstante, el estado de Zacatecas concentra una parte importante de esa producción y la destina principalmente al centro del país. Esta situación brinda la oportunidad de analizar la ley de un solo precio para uno de los cultivos más importantes de México.

La estructura del mercado del frijol quedó altamente concentrada, como resultado del proceso de liberalización económica. Esta situación puede dar lugar a sospechas sobre el ejercicio de poder de mercado. En este documento se analizó la transmisión de los precios del frijol negro entre el Mercado de Abasto de Zacatecas (MAZ), entidad reconocida como el principal productor a nivel nacional, y los precios de la Central de Abasto de Iztapalapa (CAI) en la Ciudad de México, central que abastece al principal mercado del país. A partir del uso de dos extensiones de la prueba Dickey-Fuller aumentada: la de Engle-Granger y Enders-Siklos, se evaluó si los precios comparten una relación estable de largo plazo.

Una vez establecida la presencia de cointegración, se evaluaron las especificaciones de modelos autorregresivos de umbrales (TAR) y de impulso (MTAR) para determinar si existe simetría en la velocidad de ajuste. Los resultados indican la presencia de simetría para un valor umbral de 0. A partir de estos resultados se concluye que existe una relación estable de largo plazo entre los precios. También se concluye que la transmisión de precios es simétrica, señal de que el mercado funciona eficientemente, pese a los indicios de concentración.

El análisis se complementó con un análisis de causalidad, siguiendo el enfoque Toda-Yamamoto. Los resultados indican que la causalidad corre en ambas direcciones. El modelo VECM que se estimó con las series de precios en diferencias indica que el ajuste de precios en Zacatecas es relativamente más rápido que en la ciudad de México. La mayor velocidad en el MAZ puede deberse a su proximidad con la región productora, es decir, a su sensibilidad frente a choques de la oferta, como los ocasionados por la escasez de lluvia. En cambio, en la CAI el almacenamiento puede ser un factor que reduce la velocidad de los ajustes.

Mientras que la transmisión eficiente de precios puede ser benéfica para los consumidores, esta puede exponer a los productores a las fluctuaciones del mercado de manera directa. En este sentido, los mecanismos diseñados para garantizar un ingreso para los productores, tales como los precios de garantía, pueden mitigar los efectos negativos de las fluctuaciones del mercado (por ejemplo, una caída en los precios derivada de un exceso de producción o un incremento en las importaciones debido a la apreciación de la moneda). Sin embargo, estos programas también deben considerar la caída en el consumo per cápita de este grano, de manera que los productores puedan explorar otros cultivos.

Estudios futuros podrían emplear las herramientas de análisis de esta contribución en otras variedades u otros cultivos en México. O bien, se puede analizar, dentro de la CAI, la transmisión entre los precios de las variedades de frijol domésticas y las importadas, para determinar el precio líder. Adicionalmente, otros estudios pueden considerar el efecto de factores como la calidad y la marca, sobre la transmisión de precios. En la actualidad, existen observaciones suficientes para estudiar los resultados de la liberalización de los mercados agrícolas en México, ya sea por medio de modelos estadísticos que evalúen no solo la transmisión de precios, sino también la simetría de dicha transmisión.

Conflicto de interés

Los autores declaran que no existen conflictos de interés.

Referencias

- Abidoye, B. O., & Labuschagne, M. (2014). The transmission of world maize price to South African maize market: a threshold cointegration approach. *Agricultural Economics*, 45(4), 501–512. <https://doi.org/10.1111/agec.12102>
- Aguilar-Lopez, A., & Kuhar, A. (2020). Analysis of horizontal price transmission: the case of Mexico-United States dry bean trade. *Economic and Business Review*, 22(1), 131-151. <https://doi.org/10.15458/ebr98>
- Alam, M. J., McKenzie, A. M., Begum, I. A., Buysse, J., Wailes, E. J., & Van Huylbroeck, G. (2016). Asymmetry price transmission in the deregulated rice markets in Bangladesh: asymmetric error correction model. *Agribusiness*, 32(4), 498–511. <https://doi.org/10.1002/agr.21461>
- Araujo-Encisco, S. (2011). Análisis de transmisión de precios entre los mercados de maíz mexicanos y el mercado estadounidense: métodos lineales y no lineales. *Revista Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 229(40), 39-78. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.186683>
- Ardeni, P. G. (1989). Does the law of one price really hold for commodity prices?. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(3), 661–669. <https://doi.org/10.2307/1242021>
- Bakucs, Z., Falkowski, J., & Fertó, I. (2012). Price transmission in the milk sectors of Poland and Hungary. *Post-Communist Economies*, 24(3), 419–432. <https://doi.org/10.1080/14631377.2012.705474>
- Cih-Dzul, I. R., Jaramillo-Villanueva, J. L., Martínez-Damián, M. Á., Schwentesius-Rindermann, R., & Tornero-Campante, M. A. (2013). Asimetría en la transmisión de precios del tomate en el occidente de México. *Estudios Sociales*, 21(42), 113–132. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4450615>
- Deb, L., Lee, Y., & Lee, S. H. (2020). Market integration and price transmission in the vertical supply chain of rice: an evidence from Bangladesh. *Agriculture*, 10(7), 271. <https://doi.org/10.3390/agriculture10070271>

- Dong, X., Brown, C., Waldron, S., & Zhang, J. (2018). Asymmetric price transmission in the Chinese pork and pig market. *British Food Journal*, 120(1), 120–132. <https://doi.org/10.1108/BFJ-02-2017-0056>
- Enders, W. (2015). *Applied econometric time series* (4th ed.). John Wiley & Sons Ltd.
- Enders, W., & Siklos, P. L. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2), 166–176. <https://doi.org/10.1198/073500101316970395>
- Frey, G., & Manera, M. (2007). Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. *Journal of Economic Surveys*, 21(2), 349–415. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00507.x>
- Gizaw, D., Myrland, Ø., & Xie, J. (2021). Asymmetric price transmission in a changing food supply chain. *Aquaculture Economics & Management*, 25(1), 89–105. <https://doi.org/10.1080/13657305.2020.1810172>
- González, H., & Martínez, M. Á. (2015). Efecto de transmisión de precio del mercado del maíz al mercado de la tortilla en México. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*, 6(6), 1149–1162. <https://doi.org/10.29312/remexca.v6i6.563>
- Grigg, D. (1995). The pattern of world protein consumption. *Geoforum*, 26(1), 1–17. [https://doi.org/10.1016/0016-7185\(94\)00020-8](https://doi.org/10.1016/0016-7185(94)00020-8)
- Hernández, M. A., Rodríguez, N., Gallardo, F., & Linares, A. (2021). *De procampo a producción para el Bienestar: de una política para incentivar la productividad hacia una política del bienestar*. Red Iberoamericana de Academias de Investigación A. C. <https://redibai-myd.org/portal/wp-content/uploads/2022/03/978-607-99563-2-5.pdf>
- Jaramillo-Villanueva, J. L., & Palacios-Orozco, A. (2019). Transmisión de precios vertical y espacial en el mercado mexicano e internacional de leche. *Revista Mexicana de Ciencias Pecuarias*, 10(3), 623–642. <https://doi.org/10.22319/rmcp.v10i3.4806>
- Koop, G. (2005). *Analysis of economic data* (2nd ed.). John Wiley & Sons Ltd.
- Korale, P. M., Ratnasiri, S., & Bandara, J. S. (2016). Does asymmetry in price transmission exist in the rice market in Sri Lanka?. *Applied Economics*, 48(27), 2491–2505. <https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1125427>
- Listorti, G., & Esposti, R. (2012). Horizontal price transmission in agricultural markets: fundamental concepts and open empirical issues. *Bio-based and Applied Economics*, 1(1), 81–108. <https://doi.org/10.13128/BAE-10769>
- MacKinnon, J. G. (1990). *Critical values for cointegration tests* [QED Working Paper Number 1227]. https://www.econ.queensu.ca/sites/econ.queensu.ca/files/wpaper/qed_wp_1227.pdf
- Meyer, J., & Von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3), 581–611. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x>
- Paul, R. K., & Karak, T. (2022). Asymmetric price transmission: a case of wheat in India. *Agriculture*, 12(3), 410. <https://doi.org/10.3390/agriculture12030410>
- R Core Team (2023). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org/>
- Rapsomanikis, G., Hallam, D., & Conforti, P. (2003). Market Integration and Price Transmission in Selected Food and Cash Crop Markets of Developing Countries: Review and Applications. In Food and Agriculture Organization (FAO) (ed.), *Commodity Market Review 2003-2004* (pp. 51–75). FAO. <https://www.fao.org/3/y5117e/y5117e.pdf>
- Rojas-Juárez, L. A., Jaramillo-Villanueva, J. L., Vargas-López, S., Bustamante-González, A., & Guerrero-Rodríguez, J. D. (2022). Transmisión vertical y horizontal de precios en el sub-sector ganado carne de bovino en México. *Ecosistemas y Recursos Agropecuarios*, 9(3). <https://doi.org/10.19136/era.a9n3.3307>
- Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural (Sader). (18 de junio de 2021). *Preven un millón 198 mil toneladas de producción de frijol para este año, un alza de 7.7 por ciento* [Comunicado]. <https://www.gob.mx/agricultura/prensa/preven-un-millon-198-mil-toneladas-de-produccion-de-frijol-para-este-ano-un-alza-de-7-7-por-ciento>
- Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural (Sader). (16 de agosto de 2023). *Frijol: el mejor aliado de la alimentación*. <https://www.gob.mx/agricultura/articulos/frijol-el-mejor-aliado-de-la-alimentacion>

- Sangerman-Jarquín, D. M., Acosta-Gallegos, J. A., Shwenstesius de Rinderman, R., Damián-Huato, M. Á., & Larqué-Saavedra, B. S. (2010). Consideraciones e importancia social en torno al cultivo del frijol en el centro de México. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*, 1(3), 358–375. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=263120630007>
- Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (SIAP). (2023). *Niveles de producción del frijol por entidad (anuales) 2003-2022*. Sistema de Información Agroalimentaria de Consulta. <http://www.gob.mx/siap/documentos/siacon-ng-161430>
- Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados (SNIIM). (2023). *Precios de frijol negro ago 2005 - sep 2023*. *Anuarios Estadísticos Nacionales*. <http://www.economia-sniim.gob.mx/nuevo/>
- Torres-Sandoval, C., & García-Salazar, J. A. (2008). Aplicación de un modelo de equilibrio espacial para determinar la estructura del mercado del frijol en México. *Agrociencia*, 42(6), 731–740. <https://www.scielo.org.mx/pdf/agro/v42n6/v42n6a12.pdf>
- Von Cramon-Taubadel, S. V. (1998). Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: an application to the German pork market. *European Review of Agricultural Economics*, 25(1), 1–18. <https://doi.org/10.1093/erae/25.1.1>
- Von Cramon-Taubadel, S. V. (2017). The analysis of market integration and price transmission results and implications in an African context. *Agrekon*, 56(2), 83–96. <https://doi.org/10.1080/03031853.2017.1295655>
- Von Cramon-Taubadel, S. V., & Loy, J.-P. (1996). Price asymmetry in the international wheat market: comment. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue Canadienne d'agroeconomie*, 44(3), 311–317. <https://doi.org/10.1111/j.1744-7976.1996.tb00153.x>
- Ward, R. W. (1982). Asymmetry in retail, wholesale, and shipping point pricing for fresh vegetables. *American Journal of Agricultural Economics*, 64(2), 205–212. <https://doi.org/10.2307/1241124>
- Yami, M., Meyer, F., & Hassan, R. (2020). Should traders be blamed for soaring food prices in Ethiopia? Evidence from wholesale maize markets. *International Food and Agribusiness Management Review*, 23(1), 19–33. <https://doi.org/10.22434/IFAMR2019.0140>
- Yunez-Naude, A. (2003). The dismantling of CONASUPO, a Mexican State Trader in Agriculture. *The World Economy*, 26(1), 97–122. <https://doi.org/10.1111/1467-9701.00512>