

## Transmisión horizontal de precios en el mercado de frijol (*Phaseolus vulgaris* L.) en México

### Horizontal price transmission in Mexico's dry-bean (*Phaseolus vulgaris* L.) market

Antonio Aguilar-Lopez<sup>1</sup>, Enrique Melo-Guerrero<sup>2\*</sup>, Miguel Ángel Martínez-Damian<sup>3</sup>, Juan Hernández-Ortiz<sup>4</sup>, Luis Manuel Valenzuela-Nuñez<sup>5</sup>

<sup>1</sup>Tecnológico Nacional de México/Instituto Tecnológico Superior de Huichapan. Ingeniería en Gestión Empresarial. El Saucillo. CP. 42411. Huichapan, Hidalgo, México.

<sup>2</sup>Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo. Rancho Universitario, Av. Universidad km 1, Ex-Hacienda de Aquetzalapa. CP. 43600. Tulancingo, Hidalgo, México.

<sup>3</sup>Colegio de Postgraduados. km 36.6 Carretera México-Texcoco. CP. 56230. Montecillo, Texcoco, Estado de México, México.

<sup>4</sup>Universidad Autónoma Chapingo. km 38.5 Carretera México-Texcoco. CP. 56230. Chapingo, Texcoco, Estado de México, México.

<sup>5</sup>Universidad Juárez del Estado de Durango. Facultad de Ciencias Biológicas. Laboratorio de Biología y Ecología Forestal. Av. Universidad S/N. Fracc. Filadelfia. CP. 35010. Gómez Palacio, Durango, México.

\*Autor de correspondencia: emelagro@yahoo.com.mx

#### Artículo científico

Recibido: 17 de noviembre 2022

Aceptado: 30 de diciembre 2023

**RESUMEN.** Pese a la liberalización de la agricultura durante las últimas décadas, México se encuentra cerca de la autosuficiencia en el caso del frijol. El comportamiento del mercado de este grano está determinado principalmente por factores internos que afectan tanto la demanda como la oferta. En este contexto, el objetivo del presente artículo es analizar el movimiento de los precios de frijol negro bola en Zacatecas y el frijol pinto en Chihuahua, y el movimiento de precios para las mismas variedades en la Ciudad de México; para ello, se emplearon precios mensuales del periodo agosto 2005 – junio 2022. El análisis se realizó con métodos econométricos que determinan la transmisión horizontal de precios. Los resultados indican la presencia de cointegración para los precios de frijol negro bola, así como una causalidad en ambas direcciones. También se encontró causalidad en ambas direcciones para el frijol pinto, aunque los precios no están cointegrados.

**Palabras clave:** Causalidad, proteínas vegetales, integración de mercados, movimiento de precios, series de tiempo.

**ABSTRACT.** Despite the liberalization of agriculture experienced during the recent decades, Mexico is close to self-sufficiency in the case of dry bean. The behavior of the market for this grain is determined mainly by internal factors influencing both demand and supply. In this context, the objective of this paper is to analyze the movement of prices for negro bola bean in Zacatecas and pinto bean in Chihuahua, and the movement of prices for the same varieties available in Mexico City; for this purpose, monthly prices for the period August 2005 – June 2022 were used. The analysis was carried out using econometric methods that determine the presence of horizontal price transmission. The results indicate the presence of cointegration for negro bola bean prices, and causality running in both directions. We also found causality running in both directions for pinto bean, although the prices are not cointegrated.

**Keywords:** Causality, plant protein, market integration, price movement, time series.

**Como citar:** Aguilar-Lopez A, Melo-Guerrero E, Martínez-Damian MA, Hernández-Ortiz J, Valenzuela-Nuñez LM (2024) Transmisión horizontal de precios en el mercado de frijol (*Phaseolus vulgaris* L.) en México. Ecosistemas y Recursos Agropecuarios 11(1): e3533. DOI: 10.19136/era.a11n1.3533.

## INTRODUCCIÓN

Entre 1986 y 2021, la producción media de frijol (*Phaseolus vulgaris* L.) en México fue de 1.11 millones de toneladas (FAO 2023). En este periodo, se manifestó un incremento en el consumo nacional aparente, que ha sido compensado con importaciones (González-Chávez y Macías-Macías 2007). Esto ha dado lugar a una ligera reducción del índice de autosuficiencia para este grano en el periodo señalado, medido como el cociente de la producción doméstica entre el consumo nacional aparente (Clapp 2017).

En aparente contradicción, la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) muestra una reducción en la proporción de hogares que realizan gasto en frijol en grano, presente en todos los deciles de ingreso, entre 2008 y 2020 (INEGI 2022). Asimismo, de acuerdo con el Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera, las superficies sembrada y cosechada de frijol se redujeron entre 1986 y 2022; aunque la tendencia del rendimiento ha sido creciente. La producción de las variedades de frijol pinto se concentró en los estados de Chihuahua, Durango y Zacatecas con una producción de 83.34, 81.15 y 63.45 miles de toneladas en promedio respectivamente entre 2005 y 2022 (SIAP 2023). A su vez, la producción de variedades negras se concentra en el sur del país y el centro-norte (Ramírez-Jaspeado *et al.* 2020). Entre los años 2005 y 2022 los principales productores de estas variedades fueron Zacatecas, Chiapas y Nayarit con una producción de 149.73, 51.52 y 27.60 miles de toneladas en promedio respectivamente (SIAP 2023).

Para caracterizar el mercado de frijol en México, es necesario analizar los factores relacionados con la demanda y la oferta. En este sentido, la demanda se satisface fundamentalmente con la producción interna (Dávila Rodríguez *et al.* 2018, Ramírez-Jaspeado *et al.* 2020). Además, la calidad de los granos importados los convierte en sustitutos imperfectos de las alternativas nacionales, pues presentan precios más altos (SNIIM 2022). Se ha observado una reducción en el número de hogares que realiza gasto en frijol en grano, lo cual ha sido parcialmente compensado por un incrementado en el número de hogares que realizan gasto en frijol procesado (Magaña-Lemus *et al.* 2015). Otras observaciones apuntan a que la proporción del gasto en frijol como porcentaje del ingreso corriente se reduce conforme se incrementa dicho ingreso (Valero-Gil 2006) y que, durante el periodo de liberalización de la economía, se ha manifestado una reducción del consumo per cápita (Guzmán-Soria *et al.* 2019). En cuanto a factores que atañen a la oferta, las superficies sembrada y cosechada totales se han reducido durante todo el periodo de liberalización económica, aunque la tendencia en el nivel de producción se ha mantenido, debido al aumento en los rendimientos debidos a la producción en condiciones de riego (Prieto-Cornejo *et al.* 2019). En este contexto, el nivel de producción y la superficie sembrada de variedades negras (Jamapa, Querétaro, San Luis, Veracruz, Zacatecas y otros negros) y pintas (americano, nacional y Saltillo) ha aumentado su participación relativa en detrimento de otras variedades (Rosales-Serna *et al.* 2005, SIAP 2023). Finalmente, la sequía se ha convertido en el factor que más limita la producción de este grano en condiciones de temporal, en especial en el ciclo primavera-verano (Prieto-Cornejo *et al.* 2019).

Investigaciones sobre la transmisión espacial y vertical de precios, de diferentes productos, siguen teniendo lugar en todo el mundo (Deb *et al.* 2020, Hillen 2021, Sirohi *et al.* 2023). En México, por ejemplo, se han realizado estudios de este tipo sobre tortilla (González-Pérez y Martínez-Damián 2015, Salazar-Valdés 2018), maíz (Damián-Martínez y Matus-Gardea 2017), frijol (Aguilar-

Lopez y Kuhar 2020), café (Galvez-Soriano y Cortés 2021), carne de res (Rojas-Juárez *et al.* 2022), y leche con un enfoque desde el mercado internacional al mercado mexicano (Martínez-Marcos 2023). El interés por ese tipo de estudios surge en países menos desarrollados que dependen de la importación de alimentos y en aquellos donde se han establecido reformas de política económica orientadas a la liberalización de los mercados domésticos (Martínez-Damián y González Estrada 2013, Jaramillo-Villanueva y Palacios-Orozco 2019, De la Cruz-Almanza *et al.* 2022). La noción que subyace en tales contribuciones es que un nivel apropiado de nivel de precios puede ayudar en la predicción de arbitraje espacial eficiente. Por arbitraje espacial se entiende el movimiento de bienes entre diferentes ubicaciones para aprovechar la oportunidad de obtener un beneficio económico (Moser *et al.* 2009).

En el contexto de la transmisión de precios, se espera que dos mercados relacionados horizontalmente presenten virtualmente el mismo precio. Las diferencias que se presentan, se atribuyen a factores como los costos de transacción, transporte, poder de mercado, economías de escala, diferenciación de productos, entre otros (Abidoeye y Labuschagne 2014). Por lo anterior, el objetivo del presente estudio es analizar el movimiento de precios en dos variedades de frijol: negro bola proveniente de Zacatecas y pinto de Chihuahua, ambos disponibles a la venta en la Central de Abasto de Iztapalapa, para determinar si existe una transmisión horizontal entre las regiones de origen y la Ciudad de México y, en su caso, estimar la velocidad de la transmisión. Con este estudio se busca evaluar la eficiencia del mercado de frijol en México, centrándose en la transmisión de precios entre distintas regiones. La focalización en estas áreas específicas (donde se concentra la producción y el consumo respectivamente) es esencial para comprender la dinámica del mercado y determinar la rapidez con la que éste puede adaptarse a cambios, como variaciones en las condiciones climáticas o económicas. En una condición de relativa autosuficiencia, estos cambios pueden tener un impacto directo sobre la demanda y la oferta, afectando la estabilidad y la eficiencia del mercado. En este sentido, la capacidad de adaptación es fundamental para mantener un equilibrio entre la producción y el consumo interno.

## MATERIALES Y MÉTODOS

Se realizó un análisis del índice de autosuficiencia de frijol para México. Cuando el índice de autosuficiencia de un producto se encuentra entre en el rango entre el 85 y el 115%, esto indica que el país produce casi la misma cantidad que consume, por lo que fácilmente satisface las necesidades de su población (Clapp 2017).

Para la selección de las variedades de frijol a incluir en el análisis se tomaron en consideración los datos generados por el SIAP. Entre los años 2005 y 2022 las variedades negras (Jamapa, Querétaro, San Luis, Veracruz, Zacatecas y otros negros) y pintas (americano, nacional y Saltillo) aglutinaron más de la mitad de la producción nacional de frijol (33.72 y 22.86% respectivamente) y más de la mitad de la superficie sembrada (35.40 y 25.20%, respectivamente). Los porcentajes correspondientes a ambas variedades de frijol han ido incrementándose en detrimento de otras variedades (SIAP 2023).

Se usaron los precios de dos variedades de frijol a la venta en la Central de Abasto de Iztapalapa (CAI), en la Ciudad de México: negro bola y pinto. El origen reportado de estos granos

es Zacatecas y Chihuahua respectivamente, por lo que se tomaron como referencia los precios en el Mercado de Abasto de Zacatecas (MAZ) y en Central de Abasto de Chihuahua (CAC) (SNIIM 2022) (Tabla 1). En el SNIIM, los precios de venta son registrados bajo categorías distintas a las que proporciona el SIAP para registrar la producción.

**Tabla 1.** Precios usados en el análisis (precio promedio mensual en pesos por kilogramo), periodo agosto 2005 – junio 2022.

Precio	Descripción
$n_{zac_t}$	Precio frijol negro bola en el Mercado de Abasto de Zacatecas.
$n_{izt_t}$	Precio del frijol negro bola en la Central de Abasto de Iztapalapa.
$n_{imp_t}$	Precio del frijol negro importado en la Central de Central de Abasto de Iztapalapa.
$p_{chi_t}$	Precio del frijol pinto en la Central de Abasto de Chihuahua.
$p_{izt_t}$	Precio del frijol pinto en la Central de Abasto de Iztapalapa.
$p_{imp_t}$	Precio del frijol pinto importado en la Central de Central de Abasto de Iztapalapa.

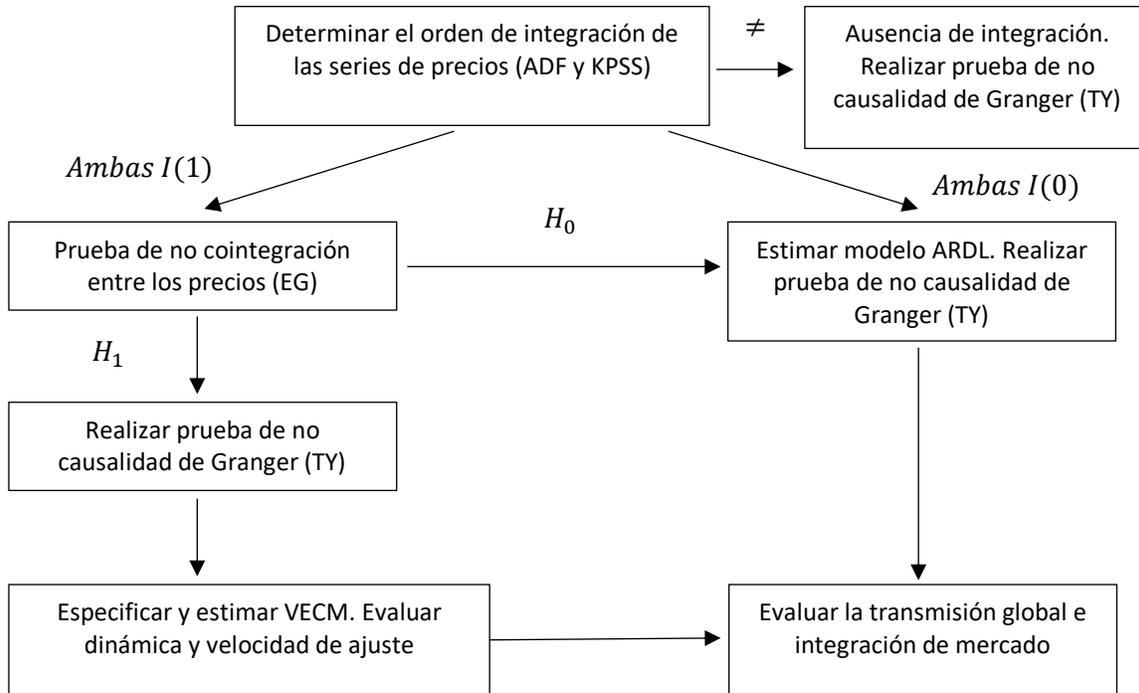
Nota: en ausencia de precios, se usó una media móvil con 3 observaciones a cada lado. Para el frijol pinto a la venta en Iztapalapa de origen nacional, durante el periodo agosto 2007 – mayo 2009 se usaron los precios del frijol pinto con origen en Coahuila.

Se asume que las variedades de frijol empleadas en este estudio son bienes homogéneos, puesto que la categoría de registro es la misma entre la región de origen (CAC o MAZ) y la CAI (SNIIM 2022). En el caso de los bienes homogéneos, el análisis empírico de la transmisión de precios comienza con la siguiente versión de largo plazo de la Ley de un solo precio (Listorti y Esposti 2012).

$$P_t^c = \alpha + \beta P_t^p + \gamma C_t + e_t$$

Donde:  $P_t^p$  y  $P_t^c$  representan el logaritmo natural de los precios en la región productora y consumidora en el periodo  $t$  respectivamente, mientras que  $C_t$  representa el costo del arbitraje entre regiones. Los precios pueden expresarse en niveles o en logaritmos. En el segundo caso, un valor de  $\beta = 1$  refleja la validez de la Ley de un solo precio, mientras que  $\alpha$  captura el efecto de factores que pueden contribuir a la diferencia entre los dos precios. Se asume que  $\alpha$  es una proporción constante de los precios (Listorti y Esposti 2012).

La metodología empleada descansa en el uso de pruebas de raíz unitaria y estacionariedad, de no cointegración y de no causalidad de Granger. Estas pruebas se aplicaron a los pares de precios:  $n_{zac_t} - n_{izt_t}$  y  $p_{zac_t} - p_{izt_t}$ , de acuerdo con el marco conceptual descrito en la Figura 1.



**Figura 1.** Marco conceptual para evaluar la transmisión de precios e integración de mercados.

El análisis se complementó con los precios para frijol negro y frijol pinto importados disponibles en la CAI. El estudio se realizó empleando el paquete R, versión 4.1.2, y RStudio 2022.02.3+492. Para determinar el orden de integración se emplearon las funciones `ur.df` y `ur.kpss` de la librería `urca` 1.3-0. Para la prueba de no causalidad de Granger se emplearon las funciones `VAR` y `VARselect` de la librería `vars` 1.5-6.

## RESULTADOS

La tendencia del consumo nacional aparente de frijol en México (producción doméstica más las importaciones, menos las exportaciones), manifestó una tendencia creciente entre 1986 y 2021. Es decir, aunque el consumo per cápita de frijol se ha reducido en las últimas décadas, el crecimiento poblacional es de tal magnitud que ha compensado esta caída en el consumo individual, de tal manera que el consumo agregado se ha incrementado. La producción nacional en el periodo permaneció estancada, por lo que la demanda adicional se ha cubierto con importaciones, que han manifestado una tendencia creciente a partir de 1994. A pesar de lo anterior, el índice de autosuficiencia para este grano fue de 92.72% en promedio en dicho periodo (y de 90.43% en 2021). A partir de estos resultados y de la revisión de literatura, se infiere que, pese al proceso de liberalización de la agricultura mexicana y a las diferencias en los niveles de productividad entre México y sus socios comerciales, el comportamiento del mercado de frijol depende fundamentalmente de factores internos que afectan tanto la oferta como la demanda, ya que el país permanece relativamente cerca de la autosuficiencia en cuanto a la producción de

frijol. Esto puede deberse al incremento de los rendimientos por hectárea, que compensan la reducción en la superficie sembrada, y al costo más elevado de las alternativas importadas.

Una vez elegidos los precios a emplear en el análisis, se procedió a la aplicación de las pruebas que forman parte del marco conceptual de la transmisión horizontal de precios (Figura 1). La prueba Dickey-Fuller aumentada (ADF) parte de la hipótesis nula de que una serie de tiempo  $Y_t$  presenta raíz unitaria; es decir,  $H_0: \delta = 0$ . Si no se rechaza la hipótesis nula, se dice que la serie es integrada de orden 1 o  $I(1)$ .

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \theta_p \Delta Y_{t-p} + u_t$$

Donde  $\alpha$  es el intercepto y  $t$  representa la tendencia. El número de rezagos está dado por  $p$ . Se evaluaron dos especificaciones para esta prueba: 1) modelo con intercepto y tendencia, y 2) modelo con intercepto. Los resultados para los precios en niveles se presentan en la Tabla 2.

**Tabla 2.** Resultados de la prueba ADF para los precios en logaritmo natural.

Precio	Tipo	Rezagos (p)	$\delta$	Valor de prueba	VC 5%	VC 1%	Orden de integración
$n\_zac_t$	$\alpha$	1	-0.0310	-1.8280	-2.89	-3.51	$I(1)$
$n\_izt_t$	$\alpha$	3	-0.0150	-1.6591	-2.89	-3.51	$I(1)$
$n\_imp_t$	$\alpha$	4	-0.0051	-0.5374	-2.89	-3.51	$I(1)$
$p\_chi_t$	$\alpha$	3	-0.0227	-2.1615	-2.89	-3.51	$I(1)$
$p\_izt_t$	$\alpha$	4	-0.0222	-2.1568	-2.89	-3.51	$I(1)$
$p\_imp_t$	$\alpha$	4	-0.0187	-1.9201	-2.89	-3.51	$I(1)$
$n\_zac_t$	$\alpha \gamma t$	0	-0.0974	-3.2258	-3.45	-4.04	$I(1)$
$n\_izt_t$	$\alpha \gamma t$	5	-0.0520	-2.9379	-3.45	-4.04	$I(1)$
$n\_imp_t$	$\alpha \gamma t$	4	-0.0811	-2.8544	-3.45	-4.04	$I(1)$
$p\_chi_t$	$\alpha \gamma t$	5	-0.0814	-4.3760***	-3.45	-4.04	$I(0)$
$p\_izt_t$	$\alpha \gamma t$	4	-0.0641	-3.8787**	-3.45	-4.04	$I(0)$
$p\_imp_t$	$\alpha \gamma t$	8	-0.1020	-4.6984***	-3.45	-4.04	$I(0)$

Nota: VC: valor crítico. \*P < 0.1; \*\*P < 0.05; \*\*\*P < 0.01.

El número de rezagos  $p$  se eligió con base en los resultados del criterio de información de Akaike (AIC), a partir de un modelo inicial con 12 rezagos. En el caso de los valores correspondientes a los precios del frijol pinto, se rechazó la hipótesis de raíz unitaria en la especificación con intercepto y tendencia con (valor de prueba < valor crítico 5%).

Otra posibilidad para investigar las propiedades de los precios es partir de la hipótesis nula de que la serie  $Y_t$  es estacionaria; es decir,  $H_0: Y_t \sim I(0)$ , contra la alternativa  $H_1: Y_t \sim I(1)$ , que es el enfoque que Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) siguen. Asumiendo que no hay un término de tendencia lineal, el punto de partida de esta prueba es:

$$Y_t = \mu_t + u_t$$

Donde  $\mu_t$  es una caminata aleatoria  $\mu_t = \mu_{t-1} + \epsilon_t$ , con  $\epsilon_t \sim iid(0, \sigma_\epsilon^2)$  y  $u_t$  es un proceso estacionario. La hipótesis nula se puede reescribir como:  $H_0: \sigma_\epsilon^2 = 0$ ; es decir, bajo la hipótesis

nula  $\mu_t$  es una constante. La alternativa es:  $H_0: \sigma_\epsilon^2 > 0$ . Si la hipótesis nula no se rechaza, entonces  $Y_t$  está compuesta por una constante ( $\mu$ ) y el proceso estacionario  $u_t$ ; por lo tanto,  $Y_t$  también es estacionaria. El estadístico de prueba es:

$$KPSS = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{T^2 \hat{\sigma}_u^2}$$

Donde  $S_t = \sum_{j=1}^t \hat{w}_j$  con  $\hat{w}_t = Y_t - \bar{Y}$ . Si se espera la presencia de una tendencia determinística, el punto de partida de la prueba KPSS es la ecuación:

$$Y_t = \mu_t + \tau t + u_t$$

El estadístico de prueba se calcula igual que en el caso anterior, con  $\hat{w}_t = Y_t - \mu_t - \tau t$ . La hipótesis nula y alternativa son iguales al caso anterior. Los resultados de la prueba KPSS se presentan en la Tabla 3.

**Tabla 3.** Resultados de la prueba KPSS para los precios en logaritmo natural.

Precio	Tipo	Rezagos ( $p$ )	Valor de prueba	VC 5%	VC 1%	Orden de integración
$n\_zac_t$	$\mu$	4	2.9724***	0.463	0.739	$I(1)$
$n\_izt_t$	$\mu$	4	2.9870***	0.463	0.739	$I(1)$
$n\_imp_t$	$\mu$	4	3.6122***	0.463	0.739	$I(1)$
$p\_chi_t$	$\mu$	4	2.6409***	0.463	0.739	$I(1)$
$p\_izt_t$	$\mu$	4	2.5076***	0.463	0.739	$I(1)$
$p\_imp_t$	$\mu$	4	2.9771***	0.463	0.739	$I(1)$
$n\_zac_t$	$\tau$	4	0.1733**	0.146	0.216	$I(1)$
$n\_izt_t$	$\tau$	4	0.2717***	0.146	0.216	$I(1)$
$n\_imp_t$	$\tau$	4	0.2075**	0.146	0.216	$I(1)$
$p\_chi_t$	$\tau$	4	0.1021	0.146	0.216	$I(0)$
$p\_izt_t$	$\tau$	4	0.1425	0.146	0.216	$I(0)$
$p\_imp_t$	$\tau$	4	0.0887	0.146	0.216	$I(0)$

Nota: VC: valor crítico. \*P < 0.1; \*\*P < 0.05; \*\*\*P < 0.01.

En la prueba KPSS los rezagos los decide el investigador. En este caso, se optó por modelos cortos de 4 rezagos en cada caso. La hipótesis nula no se rechazó en el caso del frijol pinto para las dos localidades (incluyendo la variedad importada) en la prueba con tendencia determinística. Los resultados de la Tabla 2 y Tabla 3, las pruebas de raíz unitaria y estacionariedad sugieren que los precios del frijol pinto son estacionarios alrededor de una tendencia.

La prueba de no causalidad se realizó usando el enfoque de Toda y Yamamoto (TY). Este enfoque es útil incluso cuando las series no cuentan con el mismo orden de integración. Además, los resultados de este enfoque son independientes de la prueba de cointegración. Se establecieron dos sistemas de ecuaciones VAR con intercepto ( $\alpha$ ) y tendencia ( $t$ ) para transmisión doméstica horizontal:  $n\_zac_t - n\_izt_t$  y  $p\_zac_t - p\_izt_t$ , un sistema de transmisión cruzada entre variedades

nacionales en la CAI:  $n_{izt_t} - p_{izt_t}$ , y dos sistemas de transmisión cruzada con variedades importadas en la CAI:  $n_{izt_t} - n_{imp_t}$  y  $p_{izt_t} - p_{imp_t}$ . Cada sistema se especificó como sigue:

$$Y_t = \alpha_1 + \beta t_1 + \theta_1 Y_{t-1} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + \gamma_1 X_{t-1} + \dots + \gamma_p X_{t-p} + u_t$$

$$X_t = \alpha_2 + \beta t_2 + \varphi_1 X_{t-1} + \dots + \varphi_p X_{t-p} + \lambda_1 Y_{t-1} + \dots + \lambda_p Y_{t-p} + u_t$$

El número de rezagos de los sistemas (p) fue determinado por medio del AIC, empezando con un máximo de 4 rezagos. Se añadieron rezagos adicionales hasta eliminar la correlación serial. Todas las raíces del polinomio característico cayeron dentro del círculo unitario en todos casos. En la Tabla 4 se presenta el número de rezagos finales de cada sistema y los resultados de una prueba de correlación serial portmanteau con 10 rezagos en cada caso.

**Tabla 4.** Número de rezagos a los cuales los sistemas produjeron residuales sin correlación serial.

Transmisión	VAR	Tipo	$\chi^2$	G. de l.	Valor de P	Rezagos (p)
Doméstica nacional	$n_{zac_t} - n_{izt_t}$	$\alpha$	46.677	32	0.045**	2
	$p_{zac_t} - p_{izt_t}$	$\alpha$ y $t$	10.935	4	0.027**	9
Cruzada doméstica	$n_{izt_t} - p_{izt_t}$	$\alpha$ y $t$	41.741	24	0.014**	4
Cruzada con importadas	$n_{izt_t} - n_{imp_t}$	$\alpha$ y $t$	43.613	28	0.030**	3
	$p_{izt_t} - p_{imp_t}$	$\alpha$ y $t$	21.349	12	0.045**	7

Nota: \*P < 0.1; \*\*P < 0.05; \*\*\*P < 0.01.

De acuerdo con el enfoque de TY, dado que el máximo orden de integración de las variables en cada sistema es 1 se agregó un rezago adicional a cada modelo VAR (los rezagos pasaron a ser  $p + 1$ ). Los modelos VAR con los rezagos adicionales se corrieron de nuevo. Al considerar la ecuación 3, se realizó la prueba de la hipótesis nula  $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$  sobre los primeros  $p$  rezagos de los nuevos sistemas, contra la hipótesis alternativa  $H_a: \gamma_1 \neq \gamma_2 \neq \dots \neq \gamma_p \neq 0$ , que es equivalente a probar si  $X$  no causa en el sentido de Granger a  $Y$ . De manera similar, se realizó la prueba de la hipótesis nula  $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_p = 0$ , contra la hipótesis alternativa  $H_a: \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \dots \neq \lambda_p \neq 0$ , que es equivalente a probar si  $Y$  no causa en el sentido de Granger a  $X$ . En cada caso, el rechazo de la hipótesis nula implica que existe causalidad de Granger (Tabla 5).

De acuerdo con el marco conceptual de la Figura 1, solo se realizó la prueba de cointegración al precio del frijol negro. La prueba de cointegración se llevó a cabo a través de enfoque de Engle-Granger. En el primer paso, se hace una regresión de  $P_t^c$  sobre  $P_t^p$ , de donde se obtienen los residuales  $e_t$ . Después se hace una regresión de  $\Delta e_t$  sobre  $e_{t-1}$ , en una ecuación similar a la empleada en la prueba ADF con intercepto. Es posible agregar más rezagos de la variable dependiente si es necesario, de acuerdo con criterios como el AIC. Las series están cointegradas si el coeficiente de  $e_{t-1}$  es estadísticamente significativo (Tabla 6).

**Tabla 5.** Prueba de no causalidad de Granger para sistemas VAR de dos variables (modelos con constante y tendencia).

Modelo VAR (Y-X)	Nula: X no causa a Y			Nula: Y no causa a X		
	$\chi^2$	G. de l.	Valor de P	$\chi^2$	G. de l.	Valor de P
$n_{zac_t} - n_{izt_t}$	29.610	2	0.000***	25.086	2	0.000***
$p_{chi_t} - p_{izt_t}$	33.359	9	0.000***	24.959	9	0.003***
$n_{izt_t} - p_{izt_t}$	6.851	4	0.144	16.743	4	0.002***
$n_{izt_t} - n_{imp_t}$	7.075	3	0.070	1.232	3	0.745
$p_{izt_t} - p_{imp_t}$	10.319	7	0.171	12.529	7	0.084

Nota: \*P < 0.1; \*\*P < 0.05; \*\*\*P < 0.01.

**Tabla 6.** Resultados de la prueba de cointegración.

Ecuación	Tipo	Rezagos (p)	$\delta$	Valor de prueba	VC 5%	VC 1%
$n_{zac_t}$ y $n_{izt_t}$	$\alpha$	2	-0.3645	-5.1933***	-3.34	-3.90
$n_{izt_t}$ y $n_{imp_t}$	$\alpha$	5	-0.0635	-2.5793	-3.34	-3.90

Nota: VC: valor crítico. \*P < 0.1; \*\*P < 0.05; \*\*\*P < 0.01.

Al considerar la transmisión horizontal (misma variedad, diferentes ubicaciones), se encontró que la causalidad corre en las dos direcciones entre la Ciudad de México y las regiones productoras (Chihuahua y Zacatecas). Al analizar la transmisión cruzada entre variedades domésticas disponibles en la CAI, se encontró que la causalidad corre del frijol negro hacia el pinto, pero no a la inversa. Las variedades importadas no presentan interacciones de causalidad con las variedades domésticas sustitutas.

Cuando dos series son estacionarias, se puede estimar un modelo autoregresivo de rezagos distribuidos (ARDL), mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Una variante del modelo ARDL ( $p, q$ ) es:

$$\Delta p_{izt_t} = \alpha + \beta t + \varphi p_{izt_{t-1}} + \gamma_1 \Delta p_{izt_{t-1}} + \dots + \gamma_p \Delta p_{izt_{t-p+1}} + \theta p_{chi_t} + \omega_1 \Delta p_{chi_t} + \dots + \omega_q \Delta p_{chi_{t-q+1}} + u_t$$

Esta versión tiene la ventaja de que se evitan posibles problemas de colinealidad. Otra ventaja se desprende de la interpretación de los coeficientes, cuando esta se realiza siguiendo el concepto de multiplicador. El multiplicador de largo plazo del modelo ARDL ( $p, q$ ) es  $-\theta/\varphi$ . La ecuación para el frijol pinto a la venta en la CAI se estimó a partir de un ARDL. Primero se eligieron los rezagos de  $p$ , mediante el AIC a partir de un modelo con 3 rezagos; después tocó a los rezagos  $q$  (Tabla 7).

Si dos series  $I(1)$  están cointegradas, como en el caso del frijol negro nacional, su relación puede describirse mediante un modelo de corrección del error (ECM). Así, cuando los precios de dos mercados separados espacialmente están cointegrados ( $n_{izt_t}$  y  $n_{zac_t}$ ), el vector de corrección de errores (VECM) es:

$$\begin{pmatrix} \Delta n_{zac_t} \\ \Delta n_{izt_t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \end{pmatrix} (n_{zac_t} - \beta n_{izt_t}) + D_2 \begin{pmatrix} \Delta n_{zac_{t-1}} \\ \Delta n_{izt_{t-1}} \end{pmatrix} + \dots + D_k \begin{pmatrix} \Delta n_{zac_{t-k}} \\ \Delta n_{izt_{t-k}} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{zac} \\ \varepsilon_t^{izt} \end{pmatrix}$$

**Tabla 7.** Resultados del modelo ARDL (4, 2) con tendencia determinística para el frijol pinto nacional. Fuente: Elaboración propia con datos del SNIIM (2022).

Dependiente	Independiente	Coefficiente	Error Estándar	Valor de prueba	Valor de P
$\Delta p_{izt_t}$	$\alpha$	0.1113	0.0351	3.1743	0.0018***
	$p_{chi_t}$	0.1094	0.0459	2.3848	0.0181**
	$\Delta p_{chi_t}$	0.3351	0.0606	5.5322	0.0000***
	$p_{izt_{t-1}}$	-0.1499	0.0509	-2.9467	0.0036***
	$t$	0.0001	0.0001	1.5885	0.1138
	$\Delta p_{izt_{t-1}}$	0.1443	0.0724	1.9921	0.0478**
	$\Delta p_{izt_{t-2}}$	-0.1934	0.0625	-3.0965	0.0023***
	$\Delta p_{izt_{t-3}}$	0.1227	0.0611	2.0083	0.0460**
	$\Delta p_{chi_{t-1}}$	0.1939	0.0645	3.0041	0.0030***

Nota: \*P < 0.1; \*\*P < 0.05; \*\*\*P < 0.01. R<sup>2</sup> = 0.472. N = 199.

La estimación se puede realizar por mínimos cuadrados en dos etapas (MCO2) (Tabla 8).

**Tabla 8.** Resultados del modelo VECM (1) para el frijol negro nacional.

Dependiente	Independiente	Coefficiente	Error Estándar	Valor de prueba	Valor de P
$\Delta n_{zac_t}$	$ECT_{t-1}$	-0.2362	0.0561	-4.2107	0.0000***
	$\alpha_1$	0.0016	0.0068	0.2295	0.8187
	$\Delta n_{zac_{t-1}}$	-0.0382	0.0731	-0.5231	0.6015
	$\Delta n_{izt_{t-1}}$	0.4235	0.1405	3.0136	0.0029***
$\Delta n_{izt_t}$	$ECT_{t-1}$	0.0582	0.0274	2.1248	0.0349**
	$A_2$	0.0053	0.0033	1.6173	0.1074
	$\Delta n_{zac_{t-1}}$	0.0437	0.0357	1.2233	0.2227
	$\Delta n_{izt_{t-1}}$	0.2404	0.0686	3.5017	0.0006***
Vector cointegrante		Variable	$n_{zac_t}$	$n_{izt_t}$	
		Valor	1	-0.9202	

Nota: \*P < 0.1; \*\*P < 0.05; \*\*\*P < 0.01. AIC = -2183.691.

## DISCUSIÓN

Para el frijol pinto, no se encontró evidencia de cointegración, lo que indica que los precios en la CAC y la CAI no tienden a moverse juntos en el largo plazo. Es decir, la relación entre los dos precios es transitoria y puede estar sujeta a volatilidad en el corto plazo, esto implica la necesidad de desarrollar estrategias más ágiles para adaptarse a los cambios de corto plazo. En este sentido, dado que la causalidad en la CAI corre del frijol negro al pinto, los productores de frijol pinto deben tener en consideración al frijol negro para fijar niveles de producción (dado que se trata de bienes sustitutos) y precios. Por ejemplo, en los años en que la sequía afecte con mayor fuerza al frijol negro, los productores de frijol pinto podrían ajustar sus niveles de producción y precios para aprovechar la escasez en el mercado.

En el modelo ARDL para el frijol pinto, el multiplicador de largo plazo es de:  $-(0.1094/-0.1499) = 0.7298$ . Así, en el largo plazo, si el precio del frijol pinto en Chihuahua se incrementa permanentemente en un 1%, el valor de equilibrio del precio en la Ciudad de México se incrementa en 0.7298%. En el corto plazo, una proporción de los choques en el precio contemporáneo en la CAC se transmite hacia la CAI (33.51%). Es difícil evaluar los coeficientes del modelo ARDL para el frijol pinto en la CAI, debido a la presencia de un valor negativo entre dos positivos. Los resultados de las pruebas de raíz unitaria y estacionariedad sugieren que los precios del frijol pinto son estacionarios alrededor de una tendencia. Estos resultados coinciden con lo reportado por Valencia-Romero *et al.* (2019) para cuatro cultivos básicos, incluyendo el frijol. Sin embargo, Granados-Sánchez *et al.* (2022) reportan que los precios de tres variedades de frijol, incluyendo las dos variedades de este estudio, no presentan estacionariedad.

Las pruebas de causalidad aplicadas evidencian una transmisión desde Chihuahua hacia la Ciudad de México y viceversa. Una interpretación de este resultado es la siguiente: en años con sequía, los precios del frijol pinto en Chihuahua pueden incrementarse debido a la escasez de oferta y traer consigo incrementos en el precio en la capital. Por otro lado, un aumento repentino de la demanda en la capital podría tener un impacto inmediato en los precios en Chihuahua, debido a que se envía una mayor producción.

En el caso del frijol negro, la evidencia de cointegración sugiere que, a pesar de las fluctuaciones de corto plazo (como las sequías), los precios analizados muestran una relación estrecha en el largo plazo. En este sentido, los agentes en el mercado (agricultores, comerciantes y consumidores) podrán anticipar los ajustes a medida que se reestablece el equilibrio. Ante un problema persistente, la producción de frijol negro en la región Zacatecana se verá reducida, lo que conducirá a un aumento en el precio en esa región. En este caso, los consumidores en la capital del país también experimentarán el aumento de precios en el largo plazo. Sin embargo, esta puede ser una oportunidad para nuevos productores en otras regiones, que busquen beneficiarse de estos precios elevados.

En el modelo VECM para el frijol negro, el coeficiente en el término de corrección del error ( $ECT_t$ ), conocido como coeficiente de ajuste, indica que el precio del frijol a la venta en la CAI realiza corrección del error y retomará el equilibrio de largo plazo en  $1/0.0582 \approx 17$  pasos, *ceteris paribus*. El precio del frijol a la venta en el MAZ también realiza corrección del error y retomará el equilibrio de largo plazo en  $1/0.2362 \approx 4$  pasos; esto indica que el ajuste del precio en Zacatecas es relativamente más rápido que en la Ciudad de México.

En el vector cointegrante, que expresa la relación de largo plazo entre los precios, el término  $\beta$  es el grado de transmisión entre ellos. Con los precios en logaritmos, este coeficiente puede leerse como elasticidad de la transmisión. Así, si el precio del frijol negro en Zacatecas se incrementa permanentemente en un 1%, el valor de equilibrio del precio en la Ciudad de México se incrementa en 0.9202%.

En el corto plazo, los coeficientes en el precio en la CAI rezagado un periodo sugiere que una proporción de los choques en este precio se transmite con un mes de diferencia tanto en la Ciudad de México como en Zacatecas (24.04 y 42.35%, respectivamente). Existe evidencia de causalidad en ambas direcciones; la interpretación es similar al caso anterior.

## CONCLUSIONES

Los resultados indican la presencia de cointegración y causalidad entre los precios en la Ciudad de México y Zacatecas para el frijol negro bola. También se encontró presencia de causalidad entre la Ciudad de México y Chihuahua para el frijol pinto, aunque no hay evidencia de cointegración. Al analizar los precios de ambas variedades en la Ciudad de México, se encontró que la causalidad corre del frijol negro al frijol pinto. Esto es consistente con el hecho de que el frijol negro es más importante en cuanto a niveles de producción y superficie cultivada.

## LITERATURA CITADA

- Abidoye BO, Labuschagne M (2014) The transmission of world maize price to South African maize market: A threshold cointegration approach. *Agricultural Economics* 45: 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): 131-150. <https://doi.org/10.15458/eb98>
- Clapp J (2017) Food self-sufficiency: Making sense of it, and when it makes sense. *Food Policy* 66: 88-96. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2016.12.001>
- Damián-Martínez MÁ, Matus-Gardea JA (2017) Precio del maíz en México y ley del precio único. *Ciencia ergo-sum. Revista Científica Multidisciplinaria de Prospectiva* 24(1): 18-24.
- Dávila-Rodríguez MG, Padilla-Bernal LE, Reyes-Rivas E (2018) Precios de paridad de importación del frijol del altiplano de Zacatecas. *Repositorio de la Red Internacional de Investigadores en Competitividad* 5(1): 1303-1323
- Deb L, Lee Y, Lee SH (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>
- De la Cruz Almanza S, Pérez AV, Martínez MLM (2022) Integración espacial de mercados lácteos: efectos de precios regulados. *Revista de Economía del Caribe* 29: 76-98. <https://dx.doi.org/10.14482/ecoca.29.658.421>
- FAO (2023) FAOSTAT. Food and Agriculture Organization of the United Nations. <https://www.fao.org/faostat/en/#data/TCL>. Fecha de consulta 3 de diciembre de 2023
- Galvez-Soriano O, Cortes M (2021) Is there a pass-through from the international coffee price to the Mexican coffee market? *Studies in Agricultural Economics* 123: 86-94. <https://doi.org/10.7896/j.2143>
- González-Chávez H, Macías-Macías A (2007) Vulnerabilidad alimentaria y política agroalimentaria en México. *Desacatos* 25: 47-78. <https://doi.org/10.29340/25.569>
- Granados-Sánchez MR, Gómez-Oliver L, Galán-Figueroa J (2022) La volatilidad del precio de frijol (*Phaseolus vulgaris*) en México: 2000-2020. *Economía Agraria y Recursos Naturales* 22(1): 123-148. <https://doi.org/10.7201/earn.2022.01.06>

- Guzmán-Soria E, De-la-Garza-Carranza MT, García-Salazar JA, Rebollar-Rebollar S, Hernández-Martínez J (2019) Análisis económico del mercado de frijol grano en México. *Agronomía Mesoamericana* 30(1): 131-146. <https://doi.org/10.15517/am.v30i1.33760>
- Hillen J (2021) Vertical price transmission in Swiss dairy and cheese value chains. *Agricultural and Food Economics* 9(1): 1-21. <https://doi.org/10.1186/s40100-021-00187-3>
- INEGI (2022) Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares. <https://www.inegi.org.mx/programas/enigh/nc/2020/>. Fecha de consulta 15 de junio de 2022
- Jaramillo-Villanueva JL, 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/10.19136/era.a10n1.3022>
- 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>
- Magaña-Lemus DM, Gaucín-Piedra SD, Flores-Rico LD (2015) Análisis sectorial y de la dinámica de los precios del frijol en México. *Compendium: Cuadernos de Economía y Administración* 2(3): 1-21.
- Martínez-Damián MÁ, González-Estrada A (2013) Transmisión de precios de carne de res en México. *Revista mexicana de Ciencias Agrícolas* 4(1): 143-151. <https://doi.org/10.29312/remexca.v4i1.1266>
- Martínez-Marcos D, Barrios-Puente G, Pérez- Soto F, Ruiz-Hernández JA, Lara-Reimers EA (2023) Transmisión espacial de precios desde el mercado internacional al mercado mexicano de leche. *Ecosistemas y Recursos Agropecuarios* 10(1). <https://doi.org/10.19136/era.a10n1.3022>
- Moser C, Barrett C, Minten B (2009) Spatial integration at multiple scales: rice markets in Madagascar. *Agricultural Economics* 40(3): 281–294. doi: 10.1111/j.1574-0862.2009.00380.x
- Prieto-Cornejo, MR, Matus-Gardea JA, Gavi-Reyes F, Omaña-Silvestre JM, Brambila-Paz JJ, Sánchez-Escudero J, Martínez-Damián MÁ (2019). Evolución de la superficie cultivada de frijol e impacto económico de la sequía sobre su rendimiento bajo condiciones de temporal en México. *Revista fitotecnia mexicana*, 42(2), 173-182.
- Ramírez-Jaspeado R, Palacios-Rojas N, Nutti M, Pérez S (2020) Estados potenciales en México para la producción y consumo de frijol biofortificado con hierro y zinc. *Revista Fitotecnia Mexicana* 43(1): 11-23. <https://doi.org/10.35196/rfm.2020.1.11>
- Rojas-Juárez LA, Jaramillo-Villanueva JL, Vargas-López S, Bustamante-González A, Guerrero-Rodríguez JD (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>
- Rosales-Serna R, Hernandez-Delgado S, Gonzalez-Paz M, Acosta-Gallegos JA, Mayek-Perez N (2005) Genetic relationships and diversity revealed by AFLP markers in Mexican common bean bred cultivars. *Crop Science* 45(5): 1951-1957. <https://doi.org/10.2135/cropsci2004.0582>
- Salazar-Valdés R (2018) Measuring market integration and pricing efficiency along regional maize-tortilla chains of Mexico. *Revista de la Facultad de Ciencias Agrarias UNCuyo* 50(2): 279-292.
- SIAP (2023) Sistema de Información Agroalimentaria de Consulta. <https://www.gob.mx/siap/documentos/siacon-ng-161430>. Fecha de consulta 3 de diciembre de 2023.
- Sirohi J, Hloušková Z, Bartoňová K, Malec K, Maitah M, Koželský R (2023) The vertical price transmission in pork meat production in the Czech Republic. *Agriculture* 13(6): 1274. <https://doi.org/10.3390/agriculture13061274>
- SNIIM (2022) Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados. [http://www.economia-sniim.gob.mx/SNIIM-AN/estadisticas/e\\_anuariosgran.asp](http://www.economia-sniim.gob.mx/SNIIM-AN/estadisticas/e_anuariosgran.asp) Fecha de consulta 25 de julio de 2022.
- Valero-Gil JN (2006) Estimación de elasticidades e impuestos óptimos a los bienes más consumidos en México. *Estudios Económicos* 21(2): 127–76.