

Las elasticidades de corto y largo plazos de la demanda del frijol grano, 1980-2020

Short- and Long-term Elasticities of Demand for Grain Beans, 1980-2020

Eugenio Guzmán-Soria^{1*} orcid.org/0000-0003-4713-7154
Samuel Rebollar-Rebollar² orcid.org/0000-0002-2906-0571
Juvencio Hernández-Martínez³ orcid.org/0000-0001-7864-5595
Nicolás Callejas-Juárez⁴ orcid.org/0000-0003-0170-1880

¹Tecnológico Nacional de México en Celaya-Campus II. Celaya, Guanajuato.

²Universidad Autónoma del Estado de México, Centro Universitario Temascaltepec. Estado de México.

³Universidad Autónoma del Estado de México, Centro Universitario Texcoco. Texcoco, Estado de México.

⁴Universidad Autónoma de Chihuahua. Chihuahua.

*Autor de correspondencia: eugenio.gs@celaya.tecnm.mx.

Resumen

Objetivo. Para medir el efecto del cambio de algunos factores que inciden sobre la demanda del frijol grano mexicano y el nivel de impacto del precio de importación sobre el de mayoreo. **Materiales y métodos.** Se estimó, con información anual de 1980 a 2020 y mediante la técnica de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E), un modelo de ecuaciones simultáneas, cuyos resultados permitieron calcular elasticidades económicas de corto y largo plazos. **Resultados.** En el corto y largo plazos, el consumo de frijol en México responde inelásticamente a un nivel de -0.305 y -0.376% por un incremento de 1% en el precio al consumidor. **Conclusión.** El factor que más afecta su consumo es el ingreso nacional disponible per cápita (-0.905%) seguido del precio del huevo (-0.826%). El efecto del precio de importación sobre el precio al mayoreo del frijol en México es de 0.27% por cada cambio porcentual unitario en el primero.

Abstract

Objective. To measure the effectiveness of the change of some factors that affect the demand of Mexican grain beans and the level of impact of the import price on the wholesale price. **Materials and methods.** It was estimated with annual information from 1980 to 2020 and using of the technique of two-stage least squares (2SLS) a model of simultaneous equations, whose results allowed calculating short and long term economic elasticities. **Results.** In the short and long term bean consumption in Mexico responds inelastically to a level of -0.305 and -0.376% for an increase of 1% in the price to the consumer. **Conclusion.** The factor that most affects their consumption is the national disposable income per capita (-0.905%) followed by the price of the egg (-0.826%). The effect of the import price on the wholesale price of beans in Mexico is 0.27%, for each unit percentage change in the first.

Palabras clave

Ecuaciones simultáneas, elasticidades económicas, MC2E.

Keywords

Simultaneous equations, economic elasticities, 2SLS.

Introducción

El frijol se considera un producto estratégico en el desarrollo rural y social en México, dado que es parte importante de la base alimentaria del país (al igual que el maíz y el chile) representa una tradición productiva y de consumo. El consumo de frijol en el país enfrenta modificaciones debido a los hábitos alimenticios, a consecuencia del urbanismo, la migración y el empleo; lo cual está ejerciendo presiones en las etapas de la cadena de producción, comercialización, transformación y consumo (SE, 2012). Lo anterior se ve reflejado en la disminución del consumo *per cápita* a través del tiempo, en los años sesenta fue de 18.45 kg por habitante al año, en los setenta de 15.09 kg, en los ochenta de 15.75 kg, en los noventa 13.00 kg y a partir del año 2000 el promedio anual fue de 11.00 kg (Rodríguez *et al.*, 2010). Para 2018 se estimó en 10.10 kg por persona por año (FIRA, 2020).

Los factores que propician este comportamiento son la migración, el urbanismo, la reducción en el número de miembros en las familias, cambios en el poder adquisitivo y la incorporación de la mujer a la actividad laboral (FIRA, 2020). Se estima que este último factor favorece la sustitución de frijol grano por frijol industrializado o por alimentos de fácil preparación. Asimismo, el consumo de frijol ocupa un lugar importante entre las familias de menores ingresos, ya sea por cuestiones culturales y por ser una fuente de proteína asequible. En 2020, la *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares* del INEGI, indica que el consumo *per cápita* de frijol grano sigue teniendo una relación con el nivel de ingreso de las familias (INEGI-ENIGH, 2020).

En términos nutricionales, el frijol complementa a los cereales como fuente de proteínas y minerales; de hecho, “es la principal fuente de proteína vegetal, así como una opción considerando el costo por gramo de proteína. Una porción de frijoles secos es rica en vitaminas del complejo B, hierro, calcio, potasio, fósforo, y es baja en sodio” (Magaña *et al.*, 2015).

Aunque la producción mundial de frijol de 2000 a 2010 registró una tasa media anual de crecimiento (TMAC) de 2.80% (SE, 2012), en el periodo 2015 a 2019 se redujo a 1.01% y significó un aumento de 0.916 millones de t (Mt). Con respecto al segundo periodo, India fue el principal productor de frijol con un promedio anual de 5.6 Mt, aunque en 2019 fue superada por Myanmar (5.8 Mt). En 2019, la producción de frijol superó las 28.9 Mt, Myanmar y la India fueron los principales productores con 20.23 y 18.37% de participación, respectivamente; les siguieron Brasil (10.06%), China (4.53%), Uganda (3.39%), Estados Unidos (3.23%), México (3.04%) y Kenya (2.58%). De estos últimos países, China registró la TMAC más alta de 2015-2019 con 1.04%, mientras que la de Estados Unidos fue la más baja con 0.91% (FAO, 2020).

De 2015 a 2019, las exportaciones de frijol registraron una TMAC de 1.06% y 4.2 Mt en promedio al año. En 2019 se exportaron 4.6 Mt a nivel mundial, los principales exportadores fueron Myanmar (con 1.1 Mt), seguido de Argentina (0.457 Mt), Estados Unidos (0.452 Mt), China (0.351 Mt), Canadá (0.343 Mt), Uganda (0.175 Mt), Etiopía (0.165 Mt), Uzbekistán (0.151 Mt), Brasil (0.123 Mt) y Egipto (0.105 Mt), que representaron en conjunto 74.53%; México, con 0.038 Mt exportadas de frijol, se ubicó en el lugar catorce y registro una TMAC de 1% para el periodo 2015-2019. Por otra parte, las importaciones registraron una TMAC de 1.01% y 3.6 Mt en promedio al año. En 2019 se importaron 3.5 Mt a nivel mundial, los principales importadores fueron la India (0.521 Mt), seguida de China (0.172 Mt), Brasil (0.151 Mt), Turquía (0.145 Mt), Estados Unidos (0.14 Mt), Italia (0.132 Mt), México (0.124 Mt), Reino Unido (0.117 Mt), Pakistán (0.104 Mt), Vietnam (0.095 Mt) y Canadá (0.087 Mt), que representaron en conjunto 48.7%. Las anteriores cifras para México denotan un déficit en el saldo del intercambio comercial de frijol por 0.086 Mt durante 2019 (FAO, 2020).

Hasta 2019, el consumo *per cápita* mundial había registrado una tendencia estable en los últimos cinco años y se ubicaba en 2.5 kg por persona. En Brasil fue de alrededor de 16 kg, en India de 3 kg, en Estados Unidos 2.8 kg y en México de 10.4 kg. Los mayores niveles de consumo *per cápita* se registraron en Ruanda (34.1 kg), Uganda (22.6 kg), Nicaragua (21.4 kg) y El Salvador (17.3 kg); en países desarrollados como los que integran la Unión Europea su consumo promedio fue inferior a los 800 g por persona al año (FIRA, 2020).

La producción de frijol mexicano en 2019 ascendió a 0.879 Mt (26.5% menos que en 2018), de las cuales un 66% se obtuvo en las zonas de temporal y el resto en zonas productoras bajo riego. Los cinco estados productores de frijol bajo temporal más importantes fueron Zacatecas con 0.216 Mt (37.4%) seguido de Chiapas 0.064 Mt (11.03%), Durango 0.050 Mt (8.27%), Chihuahua 0.048 Mt (8.27%) y Nayarit 0.044 (7.59%); mientras que los cinco estados productores bajo riego más importantes fueron Sinaloa con 0.130 Mt (43.38%), Zacatecas 0.043 Mt (14.23%), Nayarit 0.028 Mt (9.26%), Guanajuato 0.021 Mt (7%) y Chihuahua 0.016 Mt (5.5%) (SADER-SIAP, 2020).

En México, el consumo de frijol se divide por zonas: en la norte se consumen las variedades claras y azufradas, que se cultivan principalmente en Sinaloa; mientras que gran parte de frijol negro se cultiva en Nayarit y Zacatecas, con su demanda concentrada en las zonas centro y sur del país (SE, 2012). El consumo de frijol grano, en el ciclo comercial 2018-2019, aumentó 5.1% respecto al ciclo anterior; no obstante, la disminución de la producción de frijol en el mismo periodo 2018-2019, se reflejó en un incremento en el precio al mayoreo y al consumidor desde finales de 2018 (FIRA, 2020). Cabe resaltar que aunque el consumo *per cápita* disminuyó, el incremento en el consumo nacional de frijol grano se explica por el crecimiento anual de la población de 1.2% durante 2010 a 2020 (INEGI, 2020a) y se espera que para el periodo 2019-2028 sea de 1% (OCDE-FAO, 2019).

La conducta del consumidor a partir de sus gustos y preferencias, restricciones presupuestarias y elecciones al momento de hacer la compra, son factores que influyen de

manera importante en la demanda de frijol; sin embargo, en 2009 los principales factores que determinaron la demanda de frijol grano a nivel nacional fueron los económicos, los culturales y los naturales; con relación al primer tipo, 28.4% del consumo estuvo en función del ingreso y 8% en función del precio del grano (Rodríguez *et al.*, 2010).

El huevo en la dieta, no solo del mexicano, suministra proteína de alto valor biológico (más asequible en comparación con la carne de origen animal) y es en general un buen complemento de los alimentos de origen vegetal con un contenido limitado de aminoácidos, como lo es el frijol, pero este último es rico en lisina, por lo que su consumo puede ser complementado con cereales como el maíz y el arroz (deficientes en ésta), además es posible ser sustituido por la lenteja que al igual aporta hierro, potasio y zinc (FAO, 2002). En México, de 2015 a 2020, las TMAC en los precios al consumidor del huevo y la tortilla de maíz fueron de 3.25%, en el arroz fue de 4.05%, en la lenteja fue de 10.12% y se estima en 5.57% para el ingreso *per cápita* (INEGI, 2020b; INEGI-BIE, 2020).

Este trabajo da continuidad al de Guzmán *et al.* (2019), quienes analizaron el mercado de frijol en México durante el periodo de 1980 a 2016, pero dada la importancia del frijol en la dieta alimenticia de dicho país, el centro de interés fue el análisis en la demanda de frijol grano por separado, así como en el cálculo de sus elasticidades de corto y largo plazos. La hipótesis fue comprobar la inelasticidad en el consumo de frijol en México, que es un bien inferior, y el efecto positivo del precio de importación sobre el de mayoreo es menos que proporcional. Es de reconocer que las estimaciones empíricas de las elasticidades aquí calculadas, dependen tanto de la metodología utilizada como de los factores relacionados con la tecnología, la estructura económica del consumo de frijol y las limitaciones micro y macroeconómicas del país.

Materiales y métodos

El modelo

El modelo de ecuaciones simultáneas usado fue compuesto por modelos de rezagos distribuidos, en los que para explicar la respuesta de las variables dependientes (Y) a un cambio unitario de las variables explicativas (X), no sólo consideraron sus valores actuales sino también sus valores rezagados (Gujarati y Porter, 2010).

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + u_t \quad (1)$$

Se incluyeron valores rezagados de la variable dependiente como variable explicativa.

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Con base en lo anterior, la relación entre los factores que explican el consumo de frijol en México fue determinado mediante el cálculo de las elasticidades, vía los resultados obtenidos de un modelo de ecuaciones simultáneas compuesto por una ecuación de consumo y dos ecuaciones de transmisión de los precios. El modelo econométrico del consumo de frijol en México en su forma estructural fue formulado, al adicionar a las

relaciones funcionales, los coeficientes estructurales o las α , las cuales representan los estimadores de los parámetros de cada variable, y las ε o el término estocástico:

$$QCF = \alpha_{11} - \alpha_{12} PCFR2L_{t-2} - \alpha_{13} PCTR_t - \alpha_{14} PCHR_t - \alpha_{15} PCAPR + \alpha_{16} PCLR2L_{t-2} - \alpha_{17} INDRPER_t + \alpha_{18} QCFL_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$PCFR_t = \alpha_{21} + \alpha_{22} PMAYFR_t + \alpha_{23} D_t + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

$$PMAYFR_t = \alpha_{31} + \alpha_{32} CTRANSR_t + \alpha_{33} PIMTFR_t + \alpha_{34} D_t + \varepsilon_{3t} \quad (5)$$

donde:

QCF_t : cantidad consumida de frijol en México (t). $PCFR2L_{t-2}$: precio al consumidor del frijol real con dos años de retraso (\$/t). $PCTR_t$: precio al consumidor de tortilla de maíz real (\$/t). $PCHR_t$: precio al consumidor de huevo real (\$/t). $PCAPR_t$: precio al consumidor de arroz real (\$/t). $PCLR2L_{t-2}$: precio al consumidor de lenteja real con dos años de retraso (\$/t). $INDRPER_t$: ingreso nacional disponible para consumir *per cápita* real (\$/t). $QCFL_{t-1}$: cantidad consumida de frijol en México con un año de retraso (t). $PMAYFR_t$: precio al mayoreo real de frijol en el año t de retraso (\$/t). D_t : variable dicotómica con valor de cero para el periodo de 1980 a 1986 que representa el periodo de economía cerrada y con valor de uno de 1987 a 2016 representando la economía abierta. $CTANSR_t$: costo de transporte real (\$/t). $PIMTFR_t$: precio de importación del frijol real (\$/t).

Para las variables citadas se conformaron series de tiempo con información anual para el periodo 1980-2020 a precios corrientes o de mercado, y usando índices de precios apropiados fueron introducidas al modelo econométrico en términos reales.

Los supuestos utilizados para la estimación del modelo fueron: a) la relación entre las variables endógenas y las exógenas es de tipo lineal; b) las variables endógenas son estocásticas al igual que los errores; c) la $E(u_i, u_j) = 0$ para la población, $i \neq j$; d) la $E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = \sigma^2$ para la muestra, tiene varianza constante y e) los errores no presentan correlación serial, es decir, $E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) = 0$.

Dado que, en el mercado, la respuesta de la oferta y la demanda a los cambios de sus factores determinantes rara vez es instantánea; es más evidente en el caso de la oferta de productos agropecuarios, los cuales por el proceso biológico requieren de tiempo para su producción. Con frecuencia, responden después de cierto tiempo, cuyo lapso recibe el nombre de rezago o retraso (Gujarati y Porter, 2010); en el modelo citado se supuso que algunas de las variables exógenas están influenciadas con uno y dos periodos de rezago, lo que fue estadísticamente justificado en función de su significancia individual.

La ecuación 3 modela el consumo de frijol grano en México, la ecuación 4 modela el efecto de transmisión que tiene el precio al mayoreo de frijol sobre el precio al consumidor y la ecuación 5 modela el efecto que tienen tanto el costo de transporte como el precio de importación sobre el precio al mayoreo del frijol grano.

El modelo fue basado en evidencia de investigación aplicada, en estudios que analizan econométricamente el mercado y la producción de este grano, así como de otros productos agropecuarios (Benítez *et al.*, 2010; Imai *et al.*, 2011; Guzmán *et al.*, 2012 y 2019; Tchereni y Tchereni, 2013; Magaña *et al.*, 2015; Vázquez y Martínez, 2015).

Datos

El consumo nacional aparente de frijol en México (producción + importación - exportación), fue usado como variable *proxy* del consumo y, fue calculado utilizando información de Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO, 2020); la fuente de los precios al consumidor de frijol, tortilla de maíz, huevo, arroz y lenteja fue el Instituto Nacional de Geografía, Estadística e Informática (INEGI, 2020b). El ingreso nacional disponible para consumir tuvo como fuente el Banco de Información Económica (BIE) del INEGI (2020) y se convirtió a *per cápita* usando la población nacional (INEGI, 2020a). La información del precio al mayoreo de frijol en México y el precio de importación del frijol tuvieron como fuentes la Secretaría de Economía-Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados (SE-SNIIM, 2020) y FAO (2020). Finalmente, el costo de transporte se obtuvo de la Secretaría de Comunicaciones y Transportes-Dirección General de Transporte Ferroviario y Multimodal (SCT-DGTFM, 2020) y la Cámara Nacional del Autotransporte de Carga (CANACAR, 2020).

Las series fueron deflactadas con el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), el Índice de Precios Implícitos al Producto Interno Bruto (IPIPIB) y el Índice Nacional de Precios al Consumidor del Sector Transporte (INPCST) (citados de INEGI-BIE, 2020).

La congruencia estadística se determinó a través de la significancia global de cada ecuación con la prueba *F*, también por su nivel de autocorrelación vía el estadístico Durbin Watson (DW), la significancia individual de cada coeficiente a través de la *t* de Student y la normalidad de las variables con la prueba Shapiro-Wilk (SW). La teoría microeconómica (Pindyck y Rubinfeld, 2016; Goolsbee *et al.*, 2015; Nicholson y Snyder, 2015; Parkin y Loría, 2015; Samuelson y Nordhaus, 2010) se usó para validar el signo de los coeficientes de cada variable exógena, y para determinar la identificación del modelo se usaron las condiciones de orden y de rango con base en Gujarati y Porter (2010), cada una de las ecuaciones del modelo están sobreidentificadas (cuadro 1).

Los coeficientes del modelo fueron estimados con el método de mínimos cuadrados ordinarios en dos etapas (MC2E) (Wooldridge, 2009; Gujarati y Porter, 2010) usando el paquete estadístico SAS (*Statistical Analysis System*) versión 9.0 (SAS, 2003). El método MC2E presenta las siguientes características: 1. Puede aplicarse a una ecuación individual en el sistema sin tener en cuenta directamente ninguna otra ecuación o ecuaciones en el mismo; 2. A diferencia de los mínimos cuadrados indirectos (MCI), que proporciona múltiples estimaciones de los parámetros en las ecuaciones sobreidentificadas, MC2E proporciona solamente una estimación por parámetro; 3. Es fácil de aplicar porque todo lo que se necesita saber es el número total de variables exógenas o predeterminadas en el sistema de ecuaciones, sin conocer ninguna otra variable en el mismo; y 4. Aunque está

especialmente diseñado para manejar ecuaciones sobreidentificadas, el método también puede ser aplicado a ecuaciones exactamente identificadas (Gujarati y Porter, 2010). Por tanto, para resolver modelos econométricos que contienen un sistema de ecuaciones, MC2E ofrece un método sencillo. Por esta razón, el método es extensamente utilizado en la práctica.

Cuadro 1
Identificación de las ecuaciones del modelo

Condición de orden ($K-k \geq m-1$)	Condición de rango
<i>Ecuación 3</i>	
10-7 \geq 2-1 3 > 1	$A = \begin{bmatrix} 1 & -\alpha_2 & 0 & 0 & -\alpha_{23} \\ 0 & 1 & -\alpha_{32} & -\alpha_{33} & -\alpha_{34} \end{bmatrix}; A \neq 0$ <div style="text-align: center; margin-top: -10px;">2×5</div>
<i>Ecuación 4</i>	
10-1 \geq 2-1 9 > 1	$A = \begin{bmatrix} 1 & -\alpha_{12} & -\alpha_{13} & -\alpha_{14} & -\alpha_{15} & -\alpha_{16} & -\alpha_{17} & -\alpha_{18} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -\alpha_{32} & -\alpha_{33} \end{bmatrix}; A \neq 0$ <div style="text-align: center; margin-top: -10px;">2×10</div>
<i>Ecuación 5</i>	
10-3 \geq 1-1 7 > 0	$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{12} & -\alpha_{13} & -\alpha_{14} & -\alpha_{15} & -\alpha_{16} & -\alpha_{17} & -\alpha_{18} \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}; A \neq 0$ <div style="text-align: center; margin-top: -10px;">2×9</div>

Nota: m = número de variables endógenas en una ecuación dada; K = número de variables predeterminadas en el modelo; k = número de variables predeterminadas en una ecuación dada.

Con los coeficientes estimados y los valores medios de las series de tiempo, se calcularon las elasticidades económicas de cada factor que afectan el consumo del frijol a nivel nacional. Las elasticidades de corto plazo (*Ecp*) fueron calculadas con la técnica implementada por Vázquez y Martínez (2015), tal como sigue:

$$E_{cp} = (\partial Y / \partial X) (X / Y) = b (X / Y) \tag{6}$$

donde: ($\partial Y / \partial X$), es la pendiente de la curva de demanda (b) y X y Y, son las variables independiente y dependiente, según sea el caso.

Para obtener las elasticidades de largo plazo se usaron las respectivas elasticidades de corto plazo, divididas entre el coeficiente de ajuste $\delta = (1 - \gamma)$, que se sustenta en el modelo de acelerador flexible de la teoría económica, el modelo de expectativas adaptativas y la racionalización hecha por Marc Nerlove en el llamado modelo de ajuste de existencias

o de ajuste parcial (MAP) (Gujarati y Porter, 2010; Vázquez y Martínez, 2015). En función de la notación usada en el modelo econométrico del consumo de frijol en México en su forma estructural planteada $\delta = (1 - \alpha_{18})$:

$$E_{ip} = (E_{cp} / \delta) \tag{7}$$

donde: E_{ip} es la elasticidad de largo plazo, E_{cp} es la elasticidad de corto plazo y δ es el coeficiente de ajuste.

Resultados

En el cuadro 2 se presentan los resultados del modelo de demanda del frijol grano mexicano.

Cuadro 2

Resultados del modelo en su forma estructural a nivel nacional.
Ecuaciones 3, 4 y 5 (1980-2020)

Ecuación (3)					
$QCF = 2783781 - 27.7093*PCFR2L - 114.221*PCTR - 135.3693*PCHR - 86.7154*PCAPR$					
t	(2.51***)	(-1.63**)	(-1.39*)	(-1.40*)	(-1.71***)
Error sd.	1110332	16.98979	81.90397	96.99268	50.64015
SW		0.93	0.95	0.97	0.96
$+ 20.92782*PCLR2L - 14.2147*INDRPER + 0.187*QCFL$					
t	(1.35**)		(-1.13*)	(1.03*)	
Error sd.	15.55015		12.5716	0.181097	
SW	0.95		0.94	0.96	
$R^2=0.93; R^2Ajust=0.91; Pr > F=0.0001; DW=2.13; BP^1=1.88$					
Ecuación (4)					
$PCFR = 2829.102 + 2.166657*PMAYFR + 2650.915*D$					
t	(0.89*)		(4.53***)	(1.45**)	
Error sd.	3162.707		0.478035	1827.075	
SW			0.98	0.97	
$R^2=0.98; R^2Ajust=0.95; Pr > F=0.0001; DW=1.99; BP=1.79$					
Ecuación (5)					
$PMAYFR = 2144.86 + 2.293317*CTRANSR + 0.154529*PIMTFR - 499.274*D$					
t	(4.19***)	(4.5***)	(2.58***)	(-2.28**)	
Error sd.	512.1223	0.509634	0.059939	219.2698	
SW		0.95	0.96	0.94	
$R^2=0.88; R^2Ajust=0.87; Pr > F=0.0001; DW=2.15; BP=1.89$					

¹La prueba estadística Breush-Pagan (BP) sugiere la no presencia de heterocedasticidad en las ecuaciones estimadas.

Nota: Significancia estadística de los valores t al 0.1 (*), 0.05 (**), 0.01 (***)

Fuente: Elaborado por los autores con base a la salida de SAS.

Los resultados del estadístico ADF (Dickey-Fuller aumentada), como prueba de raíz unitaria, indicaron que para todas las variables involucradas en el modelo, la hipótesis nula de la existencia de raíz unitaria (no estacionariedad de los datos) se rechaza en el primer nivel de diferencia y en los tres casos: 1) un intercepto, 2) un intercepto y una tendencia determinista (lineal), y 3) ninguna; usando un $p < 0.05$. Por otro lado, los resultados de la prueba de rango, como prueba de cointegración, indicaron la existencia de estacionariedad y cointegración de las variables del modelo, asegurándose así la confiabilidad de los estimadores calculados. Es de destacar que los resultados de un modelo derivado de variables de cointegración fueron estables durante el período analizado y son válidos para realizar inferencias estadísticas.

La elasticidad precio propia calculada del consumo (QCF) de frijol grano en México, resultó de -0.305 [$E_{cp} = (\partial Y / \partial X) (X / Y) = \partial QCF / \partial PCFR2L (PCFR2L / QCF) = -27.7093 (13727.18 / 1245348.22) = -0.305$]. Las elasticidades de corto plazo se presentan en los cuadros 3 y 4.

Cuadro 3

Elasticidades precio propias de corto plazo y de transmisión de los precios del consumo de frijol, México (1980-2020)

Variables exógenas	Variables endógenas		
	QCF	PCFR	PMAYFR
PCFR2L	-0.305		
PMAYFR		0.605	
CTRANSR		0.139	0.229
PIMTFR		0.163	0.269

Cuadro 4

Elasticidades de corto plazo relacionadas con otros factores que afectan el consumo de frijol, México (1980-2020)

Variable endógenas	Variables exógenas					
	PCTR	PCHR	PCAPR	PCLR2L	INDRPER	QCFL
QCF	-0.684	-0.826	-0.364	0.165	-0.905	0.185

En el cuadro 5, se presentan los resultados de las elasticidades de largo plazo.

Cuadro 5

Elasticidades de largo plazo del consumo de frijol, México (1980-2020)

Variable endógenas	Variables exógenas						
	PCFR2L	PCTR	PCHR	PCAPR	PCLR2L	INDRPER	QCFL
QCF	-0.376	-0.841	-1.016	-0.448	0.203	-1.113	0.228

Discusión

Análisis estadístico

Las tres ecuaciones de regresión del modelo en su forma estructural presentaron alta bondad de ajustes con coeficientes de determinación ajustada (R^2 Ajust) de 0.87 a 0.95. El valor de la prueba de F de cada ecuación resultó significativa a un nivel de 0.01, el estadístico Durbin-Watson (DW) indica la existencia de un bajo nivel de autocorrelación entre las series de tiempo (1.99 - 2.15) y el valor del estadístico Shapiro-Wilk (SW) por variable osciló entre 0.93 y 0.98; lo que implica que su distribución se acerca a la normal (cuadro 2).

Los valores del t de Student indican que todos los coeficientes de las variables explicativas del modelo son estadísticamente significativos y sus signos presentaron congruencia con la teoría microeconómica (en términos del cumplimiento de la ley de la demanda, la relación inversa con respecto al precio de productos complementarios, directa con respecto al precio del producto sustituto y el efecto positivo entre el cambio de los diferentes niveles de precio).

Prueba de raíz unitaria

Para evitar los problemas de *regresión espuria* en estudios empíricos que utilizan datos de series de tiempo se probó la estacionariedad de los datos, utilizando la prueba ADF (Dickey-Fuller aumentada) que corrige los términos de error no correlacionados. Hay varias pruebas discutidas en la literatura (Enders, 2010; Gujarati y Porter, 2010); sin embargo, la prueba de raíz unitaria es muy prominente. Cabe resaltar que dado que $R^2 < DW$, no hay razón para sospechar que los resultados estimados son espurios (Granger y Newbold, 1974), lo que respalda los resultados de la prueba de raíz unitaria.

Prueba de cointegración

La importancia de una relación estable a largo plazo entre las variables utilizadas en los modelos econométricos de series temporales está documentada con amplitud en la literatura (Johansen, 1988; Maddala y Kim, 1998; Enders, 2010). Granger (1986) afirmó que la prueba de cointegración puede considerarse como una prueba previa para evitar los problemas de *regresión espuria*. En este trabajo se examinaron dos versiones de la prueba de rango sin restricciones utilizando la prueba estadística de *traza* y la estadística de Max-Eigenvalor bajo el supuesto de que no hay una tendencia determinante.

Análisis económico

Elasticidades de corto plazo

La elasticidad precio propia calculada del consumo (QCF) de frijol grano en México resultó inelástica en el punto medio de la serie de tiempo analizada (-0.305) y se ajusta en forma menos que proporcional a los cambios suscitados en su respectivo precio real. De 2010 a 2020, la tasa media anual de crecimiento (TMAC) del precio al consumidor

(PCFR) real del frijol en México fue de 5.45% y si ésta se mantiene ocasionaría una disminución en la cantidad consumida de frijol (QCF) de 1.66%.

En lo que respecta al efecto de transmisión de los precios reales, los cambios unitarios del precio al mayoreo de frijol (PMAYFR) provoca un ajuste de 0.62% sobre el precio al consumidor. Con relación al efecto que tiene el costo de transporte (CTRANSR) y al precio de importación del frijol (PIMFIR) sobre el de mayoreo en México; un cambio porcentual unitario en CTRANSR ocasionaría un ajuste de PMAYFR en 0.23%, y de 0.27% si se incrementa en la misma magnitud PIMTFR; lo anterior resalta el mayor impacto del precio de importación en los márgenes de comercialización del frijol en México. Por otra parte, el efecto que tiene CTRANSR y PIMTFR sobre el precio al consumidor en México es de 0.14 y 0.16%, respectivamente (cuadro 3).

Con relación a los otros factores que afectan a QCF, resalta la magnitud de los efectos que sobre ésta tienen el precio al consumidor de huevo (PCHR) y el precio al consumidor de tortilla (PCTR), con elasticidades calculadas de -0.826 y -0.684. Un incremento porcentual unitario en el ingreso nacional disponible para consumo *per cápita* (INDRPER) reduce el consumo de frijol en 0.905%. Durante el periodo de 2010 a 2020, el PCHR y el PCTR registraron TCMA de 4.12 y 4.11%, respectivamente, lo que generaría cambios en QCF de -3.4 y -2.81% en el mismo orden citado. El aumento unitario en el precio al consumidor de arroz (PCAPR), como producto complementario y de la lenteja (PCLR) como sustituto, impactan tanto negativa (-0.364) como positivamente (0.165) sobre QCF (cuadro 4).

Elasticidades de largo plazo

La cantidad de consumo de frijol en México seguirá respondiendo en el largo plazo de manera inelástica a razón de -0.376, ante cambios unitarios en PCFR. El incremento porcentual unitario en el precio al consumidor de tortilla (PCTR) y de huevo (PCHR) disminuirá el consumo de frijol grano, en 0.84 y 1.02% respectivamente. Por otra parte, la elasticidad ingreso resultó de -1.11 en el largo plazo, lo que implica que QCF responderá de manera más que proporcional ante cambios unitarios en este factor económico (cuadro 5).

Los resultados de algunas de las elasticidades económicas obtenidas en esta investigación se confrontan con las calculadas en otros trabajos que analizan el consumo del frijol y otros productos agrícolas, y que utilizan el mismo método de análisis. La elasticidad precio propia aquí calculada para el corto plazo (-0.305) resultó inferior (en términos absolutos) a la calculada por Ramírez *et al.* (2004) para la demanda de frijol en Colombia, que fue de -1.078, y a la que calcularon de forma agregada para el grupo *alimentos, bebidas y tabaco* (-1.007) y para el grupo *otros alimentos* (-0.435); no obstante, resultó muy cercana a la calculada por Guzmán *et al.* (2019) para México durante el periodo 1980-2016 (-0.299).

Cabe mencionar que Ramírez *et al.* (2004) calcularon elasticidades precio cruzadas del frijol con respecto al banano de -0.442, con otras frutas de -0.296, con otras raíces y tubérculos de -0.182, con la papa de 0.076, con el plátano de 0.986 y con la yuca de

0.098; con relación a la elasticidad gasto agregado para el grupo de frutas, verduras y tubérculos (incluido el frijol) encontraron un valor de 1.042 para Colombia. Mientras que Guzmán *et al.* (2019) reportaron para México, de 1980 a 2016, elasticidades precio cruzadas del frijol con respecto a la tortilla de maíz de -0.710, el huevo de -0.859, el arroz de -0.494, la lenteja de 0.227 y el ingreso *per cápita* de -0.879.

El nivel de inelasticidad en el consumo del frijol en el largo plazo (-0.376) concuerda con Rodríguez *et al.* (2010), quienes señalan que su consumo en México seguirá orientándose hacia el frijol grano; aunque los cambios en los gustos y preferencias de los consumidores indican que las tendencias de consumo están desplazándose hacia productos con mayor valor agregado; en el caso del grano, dicha tendencia se traducirá en el beneficio a través del empaquetado del producto y del industrializado, o por medio de la obtención de productos más saludables y convenientes para los consumidores. Guzmán *et al.* (2019) reportaron para México, en el largo plazo, una elasticidad precio propia de -0.484 y elasticidades precio cruzadas del frijol con respecto a la tortilla de maíz de -1.146, el huevo de -1.387, el arroz de -0.797, la lenteja de 0.366 y el ingreso *per cápita* de -1.419.

La magnitud de la elasticidad cruzada del precio de importación sobre el del consumidor nacional —0.163, inferior a la calculada por Guzmán *et al.*, (2019) para el periodo 1980-2016 (0.342)—, al ser menos que proporcional, explica en parte el saldo deficitario en el intercambio comercial de frijol resaltado por FIRA (2020), para 2018, por 115 mil t —58.2% de las importaciones correspondió a frijol negro y 37.2% a la variedad pinto, 4.6% fue frijol blanco y semilla provenientes de Estados Unidos (86.6%), Canadá (10.5%) y Argentina (2.9%)—; el 61% de las ventas estadounidenses de frijol negro se destinaron a México y, según CEDRSSA (2020), el saldo deficitario seguirá en aumento, ya que en 2019 se registraron 123.2 mil t importadas (75% más que las exportaciones realizadas, que fueron de 30.9 mil t).

Conclusiones

El consumo de frijol grano en México responde inelásticamente a cambios en el precio al consumidor. El nivel de afectación del precio del huevo es mayor en comparación al efecto que sobre la cantidad consumida de frijol tienen el precio de la tortilla, el arroz y la lenteja; se corrobora empíricamente que los tres primeros se comportan como complementarios del frijol y el último como sustituto.

Al clasificarse el frijol en México como un bien inferior con relación al ingreso, hace suponer que seguirá siendo la principal fuente de proteína vegetal para un porcentaje importante de la población, debido a su menor costo por gramo, en comparación con las carnes de origen animal, y aún más si se considera el nivel de desigualdad en la distribución del ingreso existente en el país.

Los resultados de la elasticidad precio propia y la elasticidad ingreso de la demanda calculadas, sugieren que el gobierno de México no sólo debe mantener los programas estratégicos especiales vigentes en apoyo a las cadenas productivas de frijol y maíz, sino que debe fortalecerlos para generar mayor impacto en las respectivas cadenas de valor de estos alimentos básicos y tradicionales del país.

En lo que respecta a la hipótesis de investigación planteada, esta fue aceptada ya que así lo confirman los resultados del modelo empírico-estadístico y de las elasticidades calculadas.

Literatura citada

- Benítez, J.G.; García R.; Mora, J.S. y García, J.A. (2010). Determinación de los factores que afectan el mercado de carne bovina en México. *Agrociencia*. 44(1): 109-119.
- Cámara Nacional del Autotransporte de Carga (CANACAR). (2020). *Estadísticas e indicadores del autotransporte de carga*. <http://www.canacar.com.mx/> (Consultada el 7 febrero de 2021).
- Centro de Estudios para el Desarrollo Rural Sustentable y la Soberanía Alimentaria (CEDRSSA). (2020). *Mercado del frijol, situación y prospectiva*. <http://www.cedrssa.gob.mx/files/b/13/53Mercado%20del%20frijol.pdf> (Consultada el 13 marzo de 2021).
- Enders, W. (2010). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, New Jersey. USA. 479 pp.
- Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO). (2002). *Nutrición humana en el mundo en desarrollo*. <http://www.fao.org/3/w0073s/w0073s00.htm#Contents> (Consultada el 6 agosto de 2021).
- Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO). (2020). *FAOSTAT-Statistical Databases*. <http://www.fao.org/faostat/es/#home> (Consultada el 12 abril de 2021).
- Fideicomisos Instituidos en Relación con la Agricultura del Banco de México (FIRA). (2020). *Panorama agroalimentario: Frijol 2019*. <https://www.inforural.com.mx/wp-content/uploads/2020/01/Panorama-Agroalimentario-Frijol-2019.pdf> (Consultada el 10 mayo de 2020)
- Goolsbee, A.; Levitt, S. y Syverson, Ch. (2015). *Microeconomía*. México: Editorial REVERTE. 84 pp.
- Granger, C.W.J. y Newbold, P. (1974). Spurious Rin Econometrics. *Journal of Econometrics*. 2(2): 111-120.
- Granger, C.W.J. (1986). Developments in the Study of Co-integrated Economic Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 48(3): 213-227.
- Gujarati, D.N. y Porter, D.C. (2010). *Econometría*. México: Editorial McGraw-Hill Interamericana. 909 pp.
- Guzmán, E.; De la Garza, M.T.; García, J.A.; Hernández, J.; Rebollar, S. (2012). Determinantes de la oferta de maíz grano en México. *Agronomía Mesoamericana*. 23(2): 269-279.
- Guzmán, E.; De la Garza, M.T.; García, J.A.; Rebollar, S.; Hernández, J. (2019). Análisis económico del mercado de frijol grano en México. *Agronomía Mesoamericana*. 30(1): 131-146.
- Imai, K.; Gaiha, R. and Thapa, G. (2011). Supply response to changes in agricultural commodity prices in Asian countries. *Journal of Asian Economics*. 22(1): 61-75.
- Instituto Nacional de Geografía, Estadística e Informática (INEGI). (2020a). Tasa de crecimiento media anual de la población por entidad federativa. Años censales de 2000, 2010 y 2020. México. https://www.inegi.org.mx/app/tabulados/interactivos/?pxq=Poblacion_Poblacion_03_13b8bdfc-8744-4623-a652-03cb6901fd47 (Consultada el 5 agosto de 2021).
- Instituto Nacional de Geografía, Estadística e Informática (INEGI). (2020b). Índice de precios-precios promedio. México. <http://www3.inegi.org.mx/sistemas/inp/preciospromedio/> (Consultada el 21 marzo de 2021).
- Instituto Nacional de Geografía, Estadística e Informática-Banco de Información Económica (INEGI-BIE). (2020). *Cuentas nacionales: Ingreso nacional-precios e inflación*. México. <http://www.inegi.org.mx/sistemas/bief/> (Consultada el 20 enero de 2021).
- Instituto Nacional de Geografía, Estadística e Informática-Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (INEGI-ENIGH). (2020). *Gasto corriente monetario por rubros*. <https://www.inegi.org.mx/temas/ingresoshog/> (Consultada el 29 septiembre de 2021).
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Co-integrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 12(2-3): 231-254.
- Maddala, G.S. and Kim, I.M. (1998). *Unit roots, Cointegration, and Structural Change*. UK: Cambridge University Press. 500 pp.
- Magaña, D. (2014). Análisis de consumo y precios de frijol en México. *El Economista*. <https://www.economista.com.mx/opinion/Analisis-del-consumo-y-precios-de-frijol-en-Mexico-I-20140402-0014.html> (Consultada el 1 agosto de 2020).

- Magaña, D.; Gaucín, S.D. y Flores, L.D. (2015). Análisis sectorial y de la dinámica de los precios del frijol en México. *COMPENDIUM*. 2: 1-21.
- Nicholson, W. y Snyder, Ch. (2015). *Teoría microeconómica. Principios básicos y aplicaciones*. México: Editorial CENGAGE Learning. 655 pp.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos - Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura OCDE-FAO. (2019). *OCDE-FAO Perspectivas agrícolas 2019-2028: Enfoque especial América Latina*. <http://www.fao.org/3/ca4076es/CA4076ES.pdf> (Consultada el 22 agosto de 2021)
- Parkin, M. y Loría, E. (2015). *Microeconomía versión para Latinoamérica*. México: Editorial Pearson Educación. 484 pp.
- Pindyck, R.S. y Rubinfeld, D.L. (2016). *Microeconomía*. México: Editorial Pearson Educación. 776 pp.
- Ramírez, M.; Martínez, H.J.; Ortiz, L.X.; González, F.A. y Barrios, C.A. (2004). *Respuestas de la oferta y la demanda agrícola en el marco de un TLC con Estados Unidos*. <http://repiuca.iica.int/docs/B0430e/B0430e.pdf> (Consultada el 21 abril de 2020).
- Rodríguez, G.; García, J.A.; Rebollar, S. y Cruz, A.C. (2010). Preferencias del consumidor de frijol (*Phaseolus vulgaris L.*) en México: Factores y características que influyen en la decisión de compra diferenciada por tipo y variedad. *Paradigma Económico*. 2(1): 121-145.
- Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural-Servicio de Información Agroalimentaria y Pesca (SADER-SIAP). (2020). *Sistema de Información del Sector Agrícola en México: 1980-2019*. <https://www.gob.mx/siap/documentos/siacon-ng-161430> (Consultada el 12 mayo de 2020).
- Samuelson, P.A. y Nordhaus, W.D. (2010). *Microeconomía con aplicaciones a Latinoamérica*. México: Editorial McGraw-Hill. 754 pp.
- Statistical Analysis System (SAS). (2003). *Análisis estadístico: Procedimiento MC2E*. Versión 9.1.3. SAS Institute Inc, Cary, USA. 5136 pp.
- Secretaría de Economía (SE). (2012). *Análisis de la cadena de valor del frijol*. https://www.economia.gob.mx/files/comunidad_negocios/industria_comercio/analisis_cadena_valor_frijol.pdf (Consultada el 12 agosto de 2021).
- Secretaría de Comunicaciones y Transportes - Dirección General de Transporte Ferroviario y Multimodal (SCT-DGTFM). (2020). *Tarifas ferroviarias de carga en México*. <https://www.gob.mx/sct/acciones-y-programas/direccion-general-de-desarrollo-ferroviario-y-multimodal> (Consultada el 14 febrero de 2021).
- Secretaría de Economía - Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados (SE-SNIIM). (2020). *Precio del frijol grano en las centrales de abastos de la Ciudad de México y área metropolitana*. <http://www.economia-sniim.gob.mx/> (Consultada el 20 abril de 2021).
- Tchereni, B.H.M. and Tchereni, T.H. (2013). An Assessment of Supply Response to Maize Price Changes in Malawi – A Cointegration Analysis. *Journal of Economics and Sustainable Development*. 4(5); 136-140.
- Vázquez, J.M.P. y Martínez, M.A. (2015). Estimación empírica de elasticidades de oferta y demanda. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*. 6(5): 955-965.
- Wooldridge, J.M. (2009). *Introducción a la econometría: Un enfoque moderno*. México: Editorial CENGAGE Learning. 849 pp.

Recepción: 04 de julio 2021

Arbitraje: 02 de agosto 2021

Dictamen: 28 de octubre 2021

Aceptado: 01 de noviembre 2021