



## Transmisión espacial y vertical de los precios de leche del mercado internacional a mercados regionales y nacional de México



Benigna González Ortiz <sup>a</sup>

José Luis Jaramillo Villanueva <sup>a\*</sup>

Samuel Vargas López <sup>a</sup>

Ángel Bustamante González <sup>a</sup>

Juan de Dios Guerrero Rodríguez <sup>a</sup>

Vinicio Horacio Santoyo Cortés <sup>b</sup>

<sup>a</sup> Colegio de Postgraduados, Campus Puebla. Boulevard Forjadores de Puebla No. 205, Santiago Momoxpan, Municipio de San Pedro Cholula, 72760. Puebla, México.

<sup>b</sup> CIESTAAM. Centro de Investigaciones Económicas, Sociales y Tecnológicas de la Agroindustria y la Agricultura Mundial. México.

\*Autor de correspondencia: [jaramillo@colpos.mx](mailto:jaramillo@colpos.mx)

### Resumen:

Cuando un país importa un bien o servicio se sujeta a los precios determinados por el mercado mundial, por lo tanto, los precios del mercado interno cambian cuando los precios internacionales lo hacen. El objetivo de este estudio fue estimar el grado de transmisión de precios entre el precio al productor de leche en México a nivel nacional y regional y el de Estados Unidos (transmisión espacial), así como entre el precio de la leche al menudeo y el precio al productor en México (transmisión vertical). Se realizó un análisis econométrico de series de tiempo mensuales de los precios de leche de enero de 1990 a diciembre de 2021, aplicando pruebas de raíz unitaria, de cointegración y un modelo de vectores de corrección de error. Los resultados indican que existe una relación a largo plazo de los precios de Estados Unidos con los precios al productor a nivel nacional y regional, así como entre el precio al menudeo y el precio al productor. Se encontró que la transmisión espacial de los precios internacionales al precio al productor a nivel nacional y regional en Jalisco y Veracruz es de

forma simétrica, y asimétrica con el precio al productor en el estado de Coahuila. Existen diferencias entre regiones en la velocidad de ajuste cuando los precios internacionales aumentan que cuando disminuyen. La transmisión vertical también fue de forma simétrica, unidireccional del productor al mercado minorista e incompleta.

**Palabras clave:** Transmisión de precios, Mercado de la leche, Modelo corrección de error.

Recibido: 07/12/2023

Aceptado: 20/07/2024

## Introducción

Históricamente México ha sido importador de leche en polvo debido a que la producción nacional no es suficiente para cubrir la demanda interna. En 2022, las importaciones representaron el 23.3 % del consumo nacional<sup>(1)</sup>. En 2021 las importaciones de leche en polvo representaron el 40 % del valor total de las importaciones de lácteos. El principal proveedor de México, de estas importaciones, es Estados Unidos<sup>(2,3,4)</sup>. Para el subsector lácteo nacional las importaciones históricamente superan a las exportaciones, es decir, la balanza comercial es deficitaria<sup>(2,3)</sup>.

Cuando un país importa un bien se sujeta a los precios determinados por el mercado mundial, por lo tanto, los precios del mercado interno cambian cuando los precios internacionales lo hacen. En un escenario de importaciones quienes se benefician son los consumidores, y estos beneficios representan una pérdida para el productor debido a que los productos importados se consiguen en el mercado internacional a precios menores de lo que se pagan en el mercado nacional<sup>(5,6)</sup>. Estados Unidos puede ofrecer precios competitivos de leche en polvo al mercado internacional, ya que tiene alta productividad: el rendimiento (litros de leche/vaca/día) en México en el 2021 fue 13.3, y para Estados Unidos en ese mismo año fue de 29.78<sup>(7)</sup>. Además de que tanto la producción como la comercialización de Estados Unidos reciben elevados subsidios, lo que distorsiona los precios del producto en los mercados mundiales<sup>(3,8)</sup>.

En México, existe una elevada concentración tanto a nivel de la producción como de la industria. El 53 % de la producción de leche se concentra en cuatro estados, Jalisco (21 %), Coahuila (11.3 %), Durango (11.4 %) y Chihuahua (9.4 %)<sup>(2)</sup>. Dentro de la cadena leche, en el eslabón de la industrialización existen 130 empresas que procesan 86 % de la producción nacional, con un personal ocupado de 42 mil personas<sup>(9)</sup>. La industria lechera no solo es una fuente importante de cambio de precios, sino que también actúa como mediador de las señales de precios que se originan en diferentes partes de la cadena alimentaria<sup>(10)</sup>.

La industria de la leche nacional es de tipo “oligopolio”, caracterizada por un alto grado de concentración de empresas, barreras de entrada significativas y diferenciación dinámica del producto<sup>(11)</sup>. En ésta, los precios determinan la asignación de recursos y las decisiones de producción de los agentes económicos<sup>(12)</sup>.

La transmisión de precios es el proceso a través del cual se transmite información entre los participantes de un mercado<sup>(10)</sup>, su estudio permite conocer si los mercados están integrados. Un marco teórico utilizado en la literatura es la ley de un solo precio, que dice que cuando existe intercambio comercial entre dos regiones separadas espacialmente, bajo condiciones de competencia perfecta, los shocks de precios en un mercado se transmiten completa y simétricamente al otro mercado, y los precios de equilibrio difieren sólo en los costos de transferencia<sup>(13-16)</sup>. Se dice que los mercados que transmiten la información sobre precios de forma rápida y completa están perfectamente integrados y suelen ser eficientes<sup>(13)</sup>.

De forma específica, los estudios de transmisión de precios analizan la forma y velocidad de ajuste de los precios domésticos ante los cambios en los precios internacionales<sup>(14-17)</sup>. La velocidad con la que se transmiten los precios, las magnitudes de la transmisión y el comportamiento no lineal en la transmisión de los precios son indicadores de la ineficiencia del mercado<sup>(18)</sup>.

Los resultados obtenidos a través de un meta-análisis<sup>(19)</sup> sugieren que la transmisión asimétrica de precios en las relaciones entre productores y minoristas es más probable en los sectores de países con una estructura agrícola más fragmentada y con mayor apoyo gubernamental. En México, se han realizado estudios de la transmisión de precios de la leche fluida, del mercado internacional al nacional, e incluso al mercado regional y local<sup>(14,15)</sup>, pero en un único punto geográfico, y no existe ningún estudio de la transmisión en las principales regiones productoras, tanto espacial como vertical. El objetivo de este estudio fue estimar el grado de transmisión espacial entre precios de importación de leche de Estados Unidos y el precio al productor de leche en México a nivel nacional y en las principales regiones productoras y entre el precio al menudeo de la leche y el precio al productor a nivel nacional (transmisión vertical).

## Material y métodos

El análisis econométrico realizado utilizó series de tiempo mensuales de los precios de leche fluida de 1990:01 a 2022:12. Los datos de México tanto a nivel nacional como regional son los pagados al productor (precio medio rural), obtenidos de la página web del Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera de la Secretaría de Agricultura<sup>(20)</sup>. Los precios regionales corresponden a los pagados al productor en los estados de Jalisco, Coahuila y

Veracruz. Se seleccionaron los estados que ocupan los primeros lugares en la producción de leche de bovino en sus respectivas regiones; Jalisco es el primer estado productor en la región Centro-Occidente y ocupa el primer lugar a nivel nacional (21 %), Coahuila es el primer estado productor en la región Noreste ocupando el segundo lugar a nivel nacional (11.8 %) y Veracruz es el primer estado productor de la región Sur-Sureste y ocupa el sexto lugar a nivel nacional (6 %)<sup>(21)</sup>.

El precio internacional de la leche corresponde a los precios de exportación de leche descremada en polvo por Estados Unidos hacia México, transformada en leche equivalente, obtenidos de la página web de USDA-AMS<sup>(22)</sup>. Los precios al consumidor corresponden al precio promedio al consumidor por litro de leche fluida pasteurizada, proporcionados por el Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados<sup>(23)</sup> de la Secretaría de Economía, y ajustados por el índice nacional de precios al consumidor<sup>(24)</sup>. Las series de precios se expresaron en dólares por litro utilizando el tipo de cambio emitido por el Banco de México<sup>(25)</sup>. Los datos se transformaron en logaritmos naturales para poder realizar el análisis econométrico e interpretar los coeficientes como elasticidades.

Las pruebas de estacionariedad utilizadas fueron la de Dickey-Fuller Aumentada (DFA)<sup>(26)</sup>, y Phillips-Perron (PP)<sup>(27)</sup> con las cuales se verificó el orden de integración de cada serie. Enseguida se estimó la relación a largo plazo, utilizando la cointegración en dos etapas<sup>(28)</sup> y se confirmó con la prueba de Johansen<sup>(29)</sup>. Para finalizar, se estimó un Modelo Asimétrico de Vectores de Corrección de Error (MAVCE); una prueba para seleccionar el orden de rezago para un MAVCE, y una prueba F para igualdad de coeficientes de TCE<sup>+</sup> y TCE<sup>-</sup> (cambios positivos y negativos en el término del error, respectivamente). La hipótesis nula (H<sub>0</sub>) de simetría, se rechaza si  $\beta_2^+$  y  $\beta_2^-$  (coeficientes de ajuste de precios) son significativamente diferentes entre sí<sup>(12)</sup>:

### Pruebas de cointegración

La prueba de cointegración se aplicó tanto en el modelo de transmisión de precios espacial como en el vertical. La cointegración entre variables -una vez demostrada la existencia de raíces unitarias- es una condición necesaria para la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo en la serie. Un vector de variables que tienen raíz unitaria está cointegrado si una combinación lineal de estas variables es estacionaria<sup>(26)</sup>. Para probar la relación de largo plazo, se utilizaron tanto la prueba de cointegración de dos pasos de Engle-Granger<sup>(28)</sup> como la prueba de Johansen<sup>(29)</sup>. El primer enfoque consiste en estimar la regresión de cointegración (ecuación 1) mediante MCO:

$$p_t^{out} = a + b_1 p_t^{in} + m_t \quad (1)$$

Donde  $p_t^{out}$  es el precio de producción de una empresa en el periodo t, y  $p_t^{in}$  es el precio de los insumos en el periodo t. A partir de la regresión de cointegración, se obtiene el residual  $\hat{U}_t$ , al que se le aplica una prueba DFA de raíz unitaria. El fracaso del rechazo de la hipótesis nula de no estacionariedad permite estimar la ecuación 2.

$$Dm_t = a + b_1m_{t-1} + b_2Dm_{t-1} \tag{2}$$

Un coeficiente negativo del término de error (entre -2 y cero) confirma una relación de largo plazo entre el precio de la leche pagado al productor y el precio internacional de la leche. Por otro lado, la prueba de Johansen derivó la distribución de dos estadísticos de prueba para la hipótesis nula de no cointegración; las pruebas de valores propios y de la traza<sup>(29)</sup>. Una vez verificada la cointegración entre precios, se aplicó un Modelo de Corrección de Errores (MCE) para capturar el efecto de corto y largo plazo de  $p_t^{in}$  sobre  $p_t^{out}$ , y la velocidad de ajuste a la cual  $p_t^{out}$  regresa al equilibrio después de un cambio en  $p_t^{in}$ .

### Transmisión espacial de precios asimétrica entre el precio internacional y el nacional

Considerando que los precios al productor e internacionales están cointegrados, se estimó un Modelo Asimétrico de Corrección del Error (MAVCE) para investigar la posible interdependencia de los precios de importación sobre los precios domésticos (transmisión espacial). La división del Término de Corrección del Error (TCE) en componentes positivos y negativos permitió comprobar la existencia de transmisión de precios asimétrica, siguiendo este enfoque, se utilizó la ecuación 3 para estudiar la transmisión de precios asimétrica espacial<sup>(12)</sup>

$$\Delta p_t^{farm} = \alpha + \sum_{j=1}^k (\beta_j^+ D^+ \Delta p_{t-j+1}^{int}) + \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^- \Delta p_{t-j+1}^{int}) + \phi^+ TCE_{t-1}^+ + \phi^- TCE_{t-1}^- + \gamma_t \tag{3}$$

Donde  $\Delta$  es la primera diferencia del operador;  $P_t^{farm}$  = precio al productor;  $P_t^{int}$  = precio de importación,  $D^+$  y  $D^-$  son variables ficticias mediante las cuales, el precio de los insumos se divide en una variable que incluye sólo los precios crecientes y otra que incluye sólo los precios decrecientes;  $\beta_j^+$  y  $\beta_j^-$  son coeficientes de ajuste del precio;  $\phi^+$  y  $\phi^-$  son parámetros constantes; TCE es el término de corrección de error. Se utilizó una prueba F para verificar la hipótesis nula de simetría.

## Transmisión vertical asimétrica de los precios

Para estimar la transmisión vertical asimétrica se utilizó la ecuación 4 y se utilizó una prueba F para verificar la hipótesis nula de simetría<sup>(12)</sup>.

$$\Delta p_t^{farm} = \alpha + \sum_{j=1}^k (\beta_j \Delta p_{t-j+1}^{int}) + \phi^+ TCE_{t-1}^+ + \phi^- TCE_{t-1}^- + \gamma_t \quad (4)$$

## Resultados y discusión

De acuerdo con los resultados de la prueba de raíz unitaria de DFA y PP a las series de precios, el valor estadístico de t no permite rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria con un nivel de confianza del 95 %, es decir, las series de precios son no estacionarias (Cuadro 1). Estudios recientes de transmisión de precios de la leche, obtuvieron resultados similares de no estacionariedad entre las series de tiempo<sup>(15,17,30)</sup>. El resultado de no estacionariedad de las series de tiempo justifica el uso de las pruebas de cointegración. La cointegración permite que una combinación de variables no estacionarias resulte ser estacionaria. Se puede ver como una relación de equilibrio a largo plazo entre variables a pesar de que en el corto plazo pasen por situaciones de desequilibrio<sup>(31)</sup>. Para determinar si las series están cointegradas (equilibrio a largo plazo), los residuos ( $u_t$ ) de la regresión de cointegración deben ser estacionarios, esto se logra aplicándoles la prueba de DFA para determinar la estacionariedad de las series de tiempo.

**Cuadro 1:** Resultados de las pruebas de DFA y PP en las series de precios de la leche, de importación, al productor nacional, al productor regional y al consumidor

Serie de precios	Prueba de DFA	5% del valor crítico	Prueba de PP	5% del valor crítico
Precio de importación	-2.328	-3.425	-20.865	-21.406
Precio consumidor	-2.032	-3.425	-13.350	-21.406
Precio producción nacional	-3.409	-3.425	-37.672	-21.406
Precio producción Jalisco	-3.339	-3.425	-24.447	-21.402
Precio producción Coahuila	-2.830	-3.425	-15.919	-21.402
Precio producción Veracruz	-3.301	-3.425	-22.482	-21.402

## Cointegración a largo plazo del modelo espacial nacional y regional

Los resultados de la prueba DFA del término del error indican que se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad (Cuadro 2), lo que significa que la serie de precios de importación

está cointegrada a largo plazo tanto con la serie de precios nacional como con las de precio regionales.

**Cuadro 2:** Resultados de la prueba de DFA del término del error

Pares de precios	Prueba de DFA del error	5% del valor crítico
$p^{Imp\_p^{prod\ nacional}}$	-4.174	-2.875
$p^{Imp\_p^{Jal}}$	-3.450	-2.875
$p^{Imp\_p^{Coah}}$	-3.344	-2.875
$p^{Imp\_p^{Ver}}$	-3.598	-2.875

Engle y Granger<sup>(28)</sup> confirmaron una relación a largo plazo entre el precio de leche al productor a nivel nacional y el precio de importación de leche (Cuadro 3), así como también entre el precio al productor en Jalisco, Coahuila y Veracruz y el precio internacional (Cuadro 4).

**Cuadro 3:** Resultados de la prueba de cointegración de Engle-Granger en dos etapas del modelo espacial entre el precio de importación y el precio al productor nacional

Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor de t	P> t
$m_{t-1}$	<b>-0.118624</b>	0.0179831	-6.60	0.000
$Dm_{t-1}$	.4825031	0.044505	10.84	0.000
Constante	0.0000821	0.0021071	0.04	0.969
Prueba F	69.26			
R cuadrada	0.2677			

**Cuadro 4:** Resultados de la prueba de cointegración de Engle-Granger en dos etapas del modelo espacial entre el precio de importación y el precio al productor regional

Variable	Jalisco				Coahuila				Veracruz			
	Coef.	EE	t value	P> t	Coef.	EE	t value	P> t	Coef.	EE	t value	P> t
$m_{t-1}$	-0.0657	0.0169	-3.87	0.000	-.0640	.0169	-3.77	0.000	-.0692	.018	-3.82	0.00
$Dm_{t-1}$	.1426	0.0510	2.79	0.006	.1366	.0512	2.67	0.008	.0762	.051	1.48	0.13
Constante	-0.0005	0.0024	-0.21	0.831	-.0004	.0021	-0.21	0.832	-.0007	.002	-0.29	0.77
Prueba F	9.94				9.27				7.66			
R cuadrada	0.506				0.42				0.39			

EE= error estándar.

Al igual que la prueba de Engle-Granger, la prueba de Johansen determina la existencia de una relación estable y de equilibrio a largo plazo. Los resultados de la prueba de Johansen de cointegración de las series de precios de importación y al productor nacional arrojaron un valor estadístico de traza (5.9169) mayor que el valor crítico del 5% (3.76), al igual que los

valores para las series de precios en Jalisco, Coahuila y Veracruz (6.8901, 4.7077, 5.0788, respectivamente) por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración entre los precios, es decir, los precios de importación influyen en el comportamiento de los precios al productor a nivel nacional y regional en los estados de Jalisco, Coahuila y Veracruz a largo plazo.

Estudios similares<sup>(14,15)</sup> realizados en México con datos de precios de leche, confirmaron la cointegración a largo plazo entre el precio de importación y el precio pagado al productor, lo que sugiere que el precio de importación influye en el comportamiento de los precios de leche al productor a largo plazo. Además de la relación a largo plazo de los precios mexicanos con los precios de Estados Unidos, también se comprobó esta relación con los precios de Oceanía y la Unión Europea<sup>(15)</sup>. Esta relación de cointegración de los precios de importación con los precios domésticos no siempre sigue una relación a largo plazo, sobre todo en países donde las exportaciones están por arriba de las importaciones de leche<sup>(16)</sup>.

Dada la confirmación de cointegración entre el precio de importación y el precio al productor de la leche a nivel nacional y regional, se estimó un Modelo de Corrección de Error (MCE), que relaciona los cambios en el  $P_t^{int}$  con los cambios en el  $P_t^{farm}$  en el caso del modelo espacial y del llamado termino de corrección del error (TCE), se calcularon los residuos rezagados de la ecuación de cointegración.

### Modelo espacial de vectores de corrección de error: nacional

Los valores de  $TCE_{t-1}^+$  y  $TCE_{t-1}^-$  reflejan que cuando el precio de importación cambia, el precio al productor a nivel nacional cambia en diferente proporción cuando aumenta con respecto a cuando disminuye. Cuando los precios de importación aumentan, los precios al productor aumentan en 8 %, pero cuando los precios de importación disminuyen, los precios al productor disminuyen en 14 % (Cuadro 5).

**Cuadro 5:** Resultados del modelo espacial de vectores de corrección de error (MAVCE) de las series de precios de importación y al productor a nivel nacional

Variable independiente	Modelo espacial simétrico				Modelo espacial asimétrico			
	Coef.	EE	t	p> t	Coef.	EE	t	p> t
$P_{int}$	0.1140	0.0365	3.12	0.002	---	---	---	---
$P_{int}^-$	---	---	---	---	0.2438	0.1004	2.43	0.016
$P_{int}^+$	---	---	---	---	0.2493	0.0949	2.63	0.009
$P_{farm}_{t-1}$	0.5741	0.0486	11.82	0.000	0.5685	0.0486	11.68	0.000
$P_{farm}_{t-2}$	0.1047	0.0503	-2.08	0.038	-0.097	0.0504	-1.94	0.053

$Pint_{t-1}$	0.0105	0.0402	0.26	0.793	0.0149	0.0459	0.33	0.745
$Pint_{t-2}$	-0.0428	0.0376	-1.14	0.255	-0.0385	0.0376	-1.03	0.306
$TCE_{t-1}$	-0.1135	0.0182	-6.22	0.000	---	---	---	
$TCE_{t-1}^+$	---	---	---		-0.0861	0.0235	-3.66	0.000
$TCE_{t-1}^-$	---	---	---		-0.1487	0.0262	-5.66	0.000
Constante	0.00031	0.0019	0.16	0.875	-0.0003	0.0019	-0.16	0.876
Normalidad: (Prob>z)	0.963				0.96389			
LM test (Prob>Ji <sup>2</sup> )	0.863				0.049			
DW test	2.012				1.9148			
R-cuadrada	0.3937				0.3985			
Test: $H_0 : b_1^+ = b_1^-$	---				F(1,374) = 2.35			
Test: $H_0 : b_2^+ = b_2^-$	---				F(1, 372) = 3.41			

EE= error estándar.

Resultados similares se reportan en Chile<sup>(32)</sup> en un estudio de transmisión espacial de precios internacionales sobre los precios domésticos, donde los efectos o “shocks” negativos son traspasados más rápidamente que los efectos o “shocks” positivos, lo que podría ser explicado por la estructura oligopsónica en la recepción de leche fluida. Al igual que resultados reportados en estudios previos, para el periodo 1990-2016<sup>(14)</sup>, en este estudio, los coeficientes de cambio contemporáneo son significativamente menores a uno en ambas ecuaciones, indicando que los precios al productor no reaccionan completamente en un mes a los cambios en los precios internacionales. La prueba de F indica que se acepta la hipótesis nula de simetría  $H_0 : b_2^+ = b_2^-$  a un nivel de significancia del 5% (Prob > F=0.065).

Los estudios de transmisión de precios de la leche en México son escasos<sup>(14,15)</sup>, y han arrojado resultados distintos en los modelos de corrección de errores. En el presente estudio, la velocidad de ajuste del precio nacional ante desviaciones del equilibrio muestra un valor inferior a los estudios preliminares (-0.113). La evidencia de simetría en la transmisión espacial de precios a nivel nacional difiere con lo encontrado por estudios previos en México para el periodo 1990-2016<sup>(14)</sup>. Esto probablemente debido a que el periodo de análisis es diferente. Sin embargo, lo encontrado en esta investigación coincide con otra investigación reciente en México<sup>(15)</sup> para el periodo 2001-2019. Por otro lado, en un estudio similar realizado en Chile<sup>(32)</sup>, encontraron evidencias de asimetría en la transmisión espacial de los precios entre el mercado.

### Modelo espacial de vectores de corrección de error: regional

Los valores de los coeficientes asociados al TCE de los modelos regionales resultaron negativos y significativos. El resultado de la prueba F indica que se acepta la hipótesis nula

de simetría:  $H_0 : \beta_2^+ = \beta_2^-$  en el nivel de significancia del 5% para la respuesta de los precios al productor en Jalisco (F=1.01) y Veracruz (F=0.02), sin embargo, se rechaza para el caso de Coahuila (F=7.71;  $P > F = 0.0058$ ), sugiriendo la evidencia de asimetría en la respuesta de los precios en este estado (Cuadro 6). Los resultados de simetría para la transmisión de precios internacionales al productor en Jalisco, coincide con lo reportado por un estudio reciente realizado en la misma región<sup>(15)</sup>, en el que analizaron la transmisión de precios de tres mercados internacionales hacia el mercado nacional, regional en Jalisco y local en Chicontepec, Veracruz.

El presente estudio también encontró diferencias en la transmisión de precios al productor de una región a otra, los valores de  $TCE_{t-1}^+$  y  $TCE_{t-1}^-$  reflejan que cuando el precio de importación cambia, el precio al productor en Jalisco, Coahuila y Veracruz cambia en diferente proporción cuando aumenta con respecto a cuándo disminuye.

A diferencia de los precios nacionales y regionales (Jalisco), los precios de importación afectan de diferente forma a los precios en el estado de Coahuila; cuando los precios de importación aumentan, los precios al productor en Coahuila aumentan en 10 %, pero cuando los precios de importación disminuyen, los precios al productor disminuyen en 1 %, es decir, la velocidad de ajuste es significativamente mayor cuando los precios suben que cuando disminuyen. La velocidad de ajuste para los precios al productor en Veracruz no mostró diferencias significativas cuando los precios suben o cuando bajan (Cuadro 6).

Estas variaciones en la transmisión de precios y en la respuesta de los precios al productor en las tres regiones al cambio en los precios de importación pueden estar asociadas a la estructura de mercado dentro de cada región. Coahuila forma parte de la Comarca Lagunera, que en conjunto con el estado de Durango aportan el 22.5 % de la producción nacional<sup>(21)</sup>, en esta región predomina el sistema especializado y la estructura de mercado es de tipo oligopsonio, aquí se encuentran las dos empresas con mayor cuota en el mercado de los lácteos en México, LALA y Alpura. Ambas empresas mantienen una relación estrecha con sus socios a quienes compran la leche a un precio comparativamente elevado<sup>(33)</sup>, lo que podría explicar que los cambios positivos en los precios de importación se reflejen más rápido que los negativos en el precio al productor. La importancia del estudio de la estructura de mercado como parte del análisis de la transmisión de precios en el mercado de la leche ya ha sido abordada en otros estudios<sup>(34)</sup>. Estudios realizados en México<sup>(35)</sup>, y en el mercado de la leche entre países que integran un sector a nivel internacional<sup>(36)</sup> han hecho énfasis en la necesidad de considerar el análisis de transmisión de precios a nivel regional, ya que se pueden identificar diferencias en la respuesta a la transmisión de precios entre regiones.

## Cointegración a largo plazo del modelo vertical

Para el modelo de transmisión vertical entre el precio al productor de leche ( $P^{prod}$ ) y el precio al menudeo ( $P^{con}$ ) se probó la hipótesis de que el precio al menudeo es causado por el precio al productor. Y dado que las series de tiempo resultaron no estacionarias, se procedió a realizar las pruebas de cointegración a largo plazo utilizando la ecuación (1).

Los resultados de la estimación de la ecuación (1) mostraron una  $R^2$  de 0.14, un valor estadístico de t de 16.72 y un valor estadístico de F de 279.58. La prueba de DFA del término del error mostró un estadístico de prueba de -3.646, en contraste con el 5 % de los valores críticos de -2.875, indicando que se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad. Los resultados de la prueba de cointegración de Engle-Granger en dos etapas muestran un coeficiente negativo del error, confirmando la relación a largo plazo entre los precios (Cuadro 7).

**Cuadro 7:** Resultados de la Prueba de cointegración de Engle-Granger en dos etapas para el modelo vertical de transmisión de precios

Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor de t	P> t
$m_{t-1}$	-0.0963809	0.0155752	-6.19	0.000
$Dm_{t-1}$	0.5261937	0.0435508	12.08	0.000
Constante	0.000011	0.0021777	0.01	0.996
Prueba F	81.75			
R cuadrada	0.3014			

En un estudio de transmisión vertical de precios en el mercado de la leche en Rusia<sup>(37)</sup> se encontró que no existe una relación de cointegración a largo plazo entre los precios al productor y los precios al menudeo, sin embargo, un cambio en el precio en el mercado al menudeo tiene un efecto significativo en el precio al productor y viceversa, es decir, existe un efecto bidireccional.

El valor del estadístico de traza (3.3776) de la prueba de Johansen fue menor que el 5% del valor crítico (3.76), no permite rechazar la hipótesis nula de cointegración, es decir, se confirma que las series de precios están cointegradas.

## Modelo vertical de vector de corrección de errores

Una vez comprobada la cointegración de los precios de la leche al menudeo y al productor, se estimó un modelo Vector de Corrección de Errores<sup>(12)</sup> y se utilizó una prueba F para probar la hipótesis nula de simetría. Los modelos de corrección de errores permiten cuantificar que

proporción del precio es transmitida a lo largo de la cadena de comercialización y la velocidad con que eso ocurre<sup>(12)</sup>. El resultado de la prueba F indica que se acepta la hipótesis nula de simetría ( $H_0 : \beta_2^+ = \beta_2^-$ ) en el nivel de significancia del 5% ( $P>F= 0.5534$ ), este resultado difiere de lo encontrado en un estudio previo en México<sup>(14)</sup>, para el periodo de 1990-2016, en el que identificaron evidencia de asimetría en la respuesta de transmisión de los precios del productor al mercado minorista. En contraste con este estudio, los valores del  $TCE_{t-1}^-$  obtenidos inducen un cambio ligeramente mayor en el precio de menudeo que el  $TCE_{t-1}^+$  (Cuadro 8).

**Cuadro 8:** Resultados del modelo de corrección de errores; vertical simétrico y asimétrico

Variable independiente	Modelo simétrico				Modelo asimétrico			
	Coef.	EE	t	p> t	Coef.	EE	t	p> t
Pprod <sub>t</sub>	0.0326	0.0593	0.55	0.583	---	---	---	
Pprod <sub>t-1</sub>	0.6234	0.0489	12.75	0.000	0.6248	0.0489	12.75	0.000
Pprod <sub>t-2</sub>	-0.1419	0.0511	-2.77	0.006	-0.1441	0.0513	-2.81	0.005
Pcon <sub>t-1</sub>	0.0572	0.0596	0.96	0.338	0.0454	0.0642	0.71	0.480
Pcon <sub>t-2</sub>	-0.0222	0.0592	-0.38	0.708	-0.0222	0.0593	-0.38	0.708
$TCE_{t-1}$	-0.0780	0.0153	-5.08	0.000	---	---	---	
$TCE_{t-1}^+$	---	---	---		-0.0692	0.0211	-3.28	0.001
$TCE_{t-1}^-$	---	---	---		-0.0865	0.0213	-4.06	0.000
Constante	0.0002	0.0020	0.13	0.899	0.00007	0.0020	0.04	0.969
Normality test (Prob>z)	0.99330				0.9933			
LM test (Prob>Ji <sup>2</sup> )	1.011				0.996			
DW test	2.013912				2.0144			
R-cuadrada	0.3440				0.3451			
Test: $H_0 : b_2^+ = b_2^-$	---				F (1,372) = 0.35			

EE= error estándar.

Estudios de transmisión vertical de precios de la leche en otros países como Eslovaquia<sup>(38,39)</sup>, Hungría<sup>(40)</sup> y Uruguay<sup>(30)</sup>, encontraron evidencia de asimetría en la transmisión de los precios en diferentes eslabones de la cadena. Uno de los factores causantes de asimetría, común en estos estudios es el poder de mercado por parte de la industria, no obstante, el hecho de que los productores estén más integrados a la cadena productiva (formando parte de la industria a través de cooperativas, por ejemplo) hace que reaccionen con mayor rapidez a los cambios en los precios<sup>(30)</sup>.

## Conclusiones e implicaciones

Existe una relación de cointegración a largo plazo entre los precios de importación de leche en polvo y el precio al productor a nivel nacional y regional en Jalisco, Coahuila y Veracruz, y entre los precios al menudeo y al productor nacional. Los precios de importación de leche en polvo se transmiten de forma simétrica al productor a nivel nacional y regional en Jalisco y Veracruz, indicando que no hay diferencias significativas en la respuesta del precio al productor si los precios de importación aumentan o disminuyen. Sin embargo, si se encontró evidencia de asimetría en la transmisión de los precios internacionales a los precios al productor en el estado de Coahuila, donde un aumento se transmite más rápidamente que una disminución. La velocidad de ajuste a desviaciones en el equilibrio a largo plazo se comportó de manera diferente entre regiones. No se encontró evidencia de asimetría en la transmisión de precios vertical entre el precio al menudeo y el precio al productor nacional, la velocidad de ajuste muestra que la respuesta de los precios al menudeo es más rápida cuando los precios al productor disminuyen que cuando aumentan. Entender la dinámica de la transmisión espacial y vertical de los precios puede orientar a los diseñadores de política pública a diseñar programas de apoyo al sector lácteo más integrales y diferenciados por región, de tal forma que se asegure una mejor distribución del bienestar y los ingresos a lo largo de la cadena. Este estudio aporta a la literatura de transmisión de precios de la leche en México, además de que identifica posibles diferencias en la transmisión espacial de los precios de importación de la leche a nivel regional, resaltando la importancia de que los diseñadores de política pública consideren a la hora de formular estrategias de atención al sector, las diferencias regionales para asegurar una mejor distribución del bienestar y los ingresos a lo largo de la cadena. Finalmente, dadas las restricciones del modelo utilizado, se sugiere en estudios subsecuentes ampliar el modelo MVCE lineal a un MVCE de umbral incorporando el modelo Momentum-Threshold Autoregressive (M-TAR), ya que permiten identificar cambios profundos en las series de precios, además de que se pueden obtener asimetrías en los ajustes de precios ante desviaciones positivas o negativas.

### Agradecimientos

Se agradece al C. Faustino Zaragoza López del Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados (SNIIM) de la Secretaría de Economía, la facilitación de la información histórica de los precios al consumidor de la leche. Manifestamos que no existe ningún tipo de conflicto de interés.

**Cuadro 6:** Resultados del Modelo Espacial Asimétrico Regional

Variable independiente	Jalisco				Coahuila				Veracruz			
	Coef.	EE	t	p> t	Coef.	EE	t	p> t	Coef.	EE	t	p> t
$Pint_t^-$	-0.0326	0.126	-0.26	0.796	-0.0028	0.105	-0.03	0.978	-0.0258	0.134	-0.19	0.847
$Pint_t^+$	-0.0284	0.119	-0.24	0.796	0.0029	0.099	0.03	0.976	-0.0318	0.126	-0.25	0.801
$Pfarm_{t-1}$	0.1563	0.052	2.99	0.003	0.1086	0.052	2.07	0.039	0.0838	0.053	1.59	0.114
$Pfarm_{t-2}$	-0.0337	0.052	-0.65	0.516	-0.0182	0.051	-0.36	0.723	-0.0029	0.052	-0.06	0.954
$Pint_{t-1}$	0.0648	0.057	1.13	0.259	0.0768	0.047	1.62	0.107	0.0762	0.061	1.25	0.210
$Pint_{t-2}$	-0.0220	0.046	-0.48	0.631	-0.0158	0.038	-0.42	0.678	-0.0470	0.048	-0.97	0.334
$ECT_{t-1}^+$	-0.0497	0.023	-2.14	0.033	-0.1037	0.022	-4.70	0.000	-0.0737	0.024	-3.10	0.002
$ECT_{t-1}^-$	-0.0847	0.027	-3.17	0.002	-0.0105	0.025	-0.42	0.674	-0.0690	0.028	-2.47	0.014
Constante	-0.0008	0.002	-0.33	0.743	-0.0008	0.002	0.39	0.697	-0.0004	0.003	-0.17	0.867
Test normalidad (Prob>z)	0.8032				0.8554				0.7778			
LM test (Prob>Ji <sup>2</sup> )	1.546				1.706				0.303			
DW test	1.511				1.668				0.296			
R-cuadrada	0.637				0.855				0.550			
Test: $H_0 : b_2^+ = b_2^-$	F(1, 366) = 1.01				F(1, 366) = 7.71				F(1, 366) = 0.02			

EE= error estándar.

**Literatura citada:**

1. FIRA. Fideicomisos Instituidos en relación con la Agricultura (2021). Panorama Agroalimentario. <https://www.fira.gob.mx>. Consultado 20 Ago, 2022.
2. CANILEC. Cámara Nacional de Industriales de la Leche (2022). Estadísticas del Sector lácteo 2011-2021. <https://www.canilec.org.mx/estadisticas.htm>. Consultado 05 Ago, 2022.
3. SIAP. Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera. (2021). Panorama Agroalimentario. [https://nube.siap.gob.mx/panorama\\_siap/pag/2021/Panorama-Agroalimentario-2021](https://nube.siap.gob.mx/panorama_siap/pag/2021/Panorama-Agroalimentario-2021). Consultado 10 de Ago, 2022.
4. FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations (2022). Dairy Market Review. Overview of global dairy market and policy developments in 2021. Rome.
5. Parkin M, Loría DE. Microeconomía. Versión para Latinoamérica. 9a ed. México: PEARSON EDUCACIÓN; 2010.
6. Robledo PR. Producción de leche en México y su comercio de lácteos con países del APEC. In: Teoría, impactos externos y políticas públicas para el desarrollo regional. Universidad Nacional Autónoma de México y Asociación Mexicana de Ciencias para el Desarrollo Regional A.C, Coeditores, México: 2018.
7. FAOSTAT. Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO). [https://www.fao.org/faostat/es/#home\(1997\)](https://www.fao.org/faostat/es/#home(1997)). Consultado 29 Jul, 2023.
8. SE. Secretaría de Economía. Análisis del sector lácteo en México. Dirección General de Industrias Básicas. 2012. [https://www.economia.gob.mx/files/comunidad\\_negocios/industria\\_comercio/informacionSectorial/analisis\\_sector\\_lacteo.pdf](https://www.economia.gob.mx/files/comunidad_negocios/industria_comercio/informacionSectorial/analisis_sector_lacteo.pdf).
9. SAGARPA. Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentación. <https://www.gob.mx/agricultura/colima/articulos/crece-la-produccion-de-leche-en-mexico-sagarpa-158944?idiom=es#:~:text=Dentro%20de%20la%20cadena%20de,380%20mil%20millones%20de%20pesos>. Consultado 05 Ene, 2023.
10. Lloyd T. Forty years of price transmission research in the food industry: Insights, challenges and prospects. *J Agr Econ* 2017;68(1):3-21.
11. Caballero GMA. La industria de la leche en México: conductas y tendencias. [Tesis doctorado]. Texcoco, Estado de México: Colegio de Postgraduados, Campus Montecillos; 2010. Disponible en: <http://colposdigital.colpos.mx:8080/jspui/handle/10521/83>.

12. Meyer J, Crammon-Taubadel SV. Asymmetric Price transmission: A survey. *J Agr Econ* 2004;55(3):581-611.
13. Bakucs Z, Benedek Z, Fertő I. Spatial Price Transmission and Trade in the European Dairy Sector. *AGRIS on-line Papers Econ Inf* 2019;11(2):13-20.
14. Jaramillo-Villanueva JL, Palacios-Orozco A. Transmisión de precios vertical y espacial en el mercado mexicano e internacional de leche. *Rev Mex Cienc Pecu* 2019;10(3):623-642.
15. Martínez-Marcos D, Barrios-Puente G, Pérez-Soto Francisco, Ruiz-Hernández JA, Lara-Reimers EA. Transmisión espacial de precios desde el mercado internacional al mercado mexicano de leche. *Ecosist Recur Agropecu* 2023;10(1):e3022.
16. Arcos CA. Transmisión de precios internacionales en el mercado lácteo chileno. *Chilean J Agric Anim Sci* 2020;36(1):86-94.
17. Jaramillo-Villanueva JL, Benítez-García E. Trasmisión de precios en el mercado mexicano e internacional de café (*Coffea arabica L.*): un análisis de cointegración. *Agrociencia* 2016;50(7):931-944.
18. Ramsey AF, Goodwin BK, Hahn WF, Holt MT. Impacts of COVID-19 and Price transmission in U.S. Meat Markets. *Agr Econ* 2021;52(3):441-458.
19. Bakucs Z, Falkowski J, Fertő I. Does market structure influence price transmission in the Agro-food sector? A Meta-analysis perspective. *J Agric Econ* 2013;65(1):1-25.
20. SIAP-SADER. Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera. Indicadores económicos. <https://www.gob.mx/siap/acciones-y-programas/produccion-pecuaria>. Consultado 15 Abr, 2022.
21. SIAP-SADER. Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (2022). Panorama Agroalimentario. <https://www.gob.mx/siap/acciones-y-programas/panorama-agroalimentario-258035>. Consultado 01 de Ago, 2023.
22. USDA-AMS. United States Department of Agriculture. <http://www.fas.usda.gov/ustrade/>. Consultado 10 Mar, 2022.
23. SNIIM. Sistema Nacional de Información de Mercados, Secretaría de Economía (SE). <http://www.economia-sniim.gob.mx/>. Consultado 18 Feb, 2022.
24. INEGI. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Índice Nacional de Precios al Consumidor y al Productor. <http://www.inegi.org.mx/>. Consultado 15 Mar, 2022.

25. Banco de México. Indicadores económicos. <http://banxico.org.mx>. Consultado 20 Mar, 2022.
26. Dickey DA, Fuller WA. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 1981;49(4):1057-1072.
27. Phillips PCB, Perron P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika* 1988;75(2):335-346.
28. Engle RF, Granger CWJ. Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica* 1987;55(2):251-276.
29. Johansen S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica* 1991;59(6):1551-1580.
30. Bertamini F, Carriquiry M. Incidencia del mercado internacional y de la estructura del mercado doméstico en la transmisión de precios en la cadena láctea: evidencia desde Uruguay. Udelar. FCEA. Lecon 2021. Serie Documentos de Trabajo; 12/21.
31. Jiménez TR. Orígenes y evolución de la teoría de la cointegración y del análisis de la transmisión de los precios en mercados. *Historia de la probabilidad y la estadística (V)* 2011:249-262.
32. Labra-Hernández J, Cabas-Monje J, Velasco-Fuenmayor J. Efectos del precio internacional de la leche sobre el precio pagado a productor chileno: un análisis de cointegración. *Rev Científica* 2017;XXVII(6):385-392.
33. García HLA. Estrategias de las agroindustrias lecheras latinoamericanas. Estudio comparativo ante el proceso de globalización económica. *Rev Mex Agron* 2001;5(9):263-273.
34. Acosta A, Ihle R, Cramon-Taubadel SV. Combining market structure and econometric methods for Price transmission analysis. *Food Sec* 2019;11:941-951.
35. Rojas-Juárez LA, Jaramillo-Villanueva JL, Vargas-López S, Bustamante-González Á, Guerrero-Rodríguez JDD. Transmisión vertical y horizontal de precios en el subsector ganado carne de bovino en México. *Ecosist Recur Agropecu* 2022;9(3):e3307.
36. Bakucs Z, Benedek Z, Fertő I. Spatial price transmission and trade in the European dairy sector. *AGRIS on-line Papers in Economics and Informatics* 2019;11(2):13-20.
37. Kharin S. Price transmission analysis: The case of milk products in Russia. *AGRIS on-line Papers in Econ and Inf* 2018;10(1):15-23.

38. Lajdová Z, Bielik P. Vertical price transmission analysis: The case of milk in the Slovak dairy sector. *APSTRACT: Applied Studies in Agribusiness and Commerce* 2013;7(4-5):89-96.
39. Weldesenbet T. Asymmetric price transmission in the Slovak liquid milk market. *Agric Econ Czech* 2013;59(11):512-524.
40. Ben-Abdallah M, Fekete-Farkas M, Lakner Z. Analysis of dairy product price transmission in Hungary: A nonlinear ARDL model. *Agriculture* 2020;10(6):217.