


Transmisión de precios vertical y espacial en el mercado mexicano e internacional de leche



José Luis Jaramillo-Villanueva^{a*}

Adriana Palacios-Orozco^b

^a Colegio de Postgraduados, Campus Puebla. Boulevard Forjadores, Núm. 205, Santiago Momoxpan, 72760 San Pedro Cholula, Puebla. México.

^b ISSSTE- Puebla, México.

*Autor de correspondencia: jaramillo@colpos.mx

Resumen:

Durante las dos últimas décadas, el sector lácteo mexicano ha experimentado importantes cambios estructurales, sobre todo después de que entró en vigor el TLCAN. En 2016, el Banco de México observó que, en el mercado de la leche, los precios finales tienden a elevarse cuando aumentan los precios de los insumos; sin embargo, no disminuyen cuando los precios de los insumos bajan. En este contexto, este estudio examina el grado de transmisión de precios espacial y vertical entre los precios a nivel productor de la leche y los precios internacionales de leche, así como entre los precios a nivel productor y los precios de menudeo de leche, a fin de evaluar el nivel de eficiencia del mercado de lácteos mexicano e internacional. Los hallazgos de este estudio hacen algunas aportaciones a los tomadores de decisiones y a todos los actores de la industria lechera: se observó la existencia de una transmisión unidireccional de los precios internacionales de leche a precios nacionales y del precio de granja al precio de menudeo, así como de una transmisión de precios asimétrica, dependiendo de si los precios de leche están aumentando o disminuyendo. Los resultados han demostrado que existe una sola relación de cointegración a largo plazo entre los precios internacionales y los precios al productor y entre el precio de menudeo y el precio de granja; que la dirección de la transmisión de los precios tiende a ir de los productores a los minoristas

y del precio internacional al precio de productor, y que cuando aumenta al precio internacional, la velocidad de ajuste tiende a ser mucho más lenta, mientras que cuando el precio disminuye, la velocidad de ajuste tiende a ser mucho más rápida.

Palabras clave: Transmisión de precios asimétrica, Precios leche, Modelo de vectores de corrección de error.

Recibido: 13/03/2018

Aceptado: 14/08/2018

Introducción

En las dos últimas décadas, el subsector lácteo en México ha sufrido un cambio importante. La industria de los lácteos ha experimentado una liberalización de los precios nacionales; la distribución de la producción de leche entre los 32 estados de México, medida según el índice de Gini, muestra un incremento en la concentración, de un valor de 0.55 en 1990 al de 0.63 en 2016. En 1990, seis estados concentraban el 58.71 % de la producción total de leche; en 2008, contribuyeron un 61.7 %, y en 2016, un 63.5 % (cálculo propio con base en datos de SIAP-SAGARPA⁽¹⁾).

El Banco de México⁽²⁾ observó que en el mercado mexicano de la leche el precio a los consumidores tiende a elevarse cuando aumentan los precios de los insumos; sin embargo, no disminuyen cuando los precios de los insumos bajan. La preocupación sobre la competitividad del mercado mexicano de los lácteos entraña varios problemas: (i) existe un alto grado de concentración en la etapa de procesamiento de la leche (unas pocas compañías procesadoras) que contrasta con la baja concentración en el sector de los productores de leche (un gran número de productores); (ii) los productores de leche han expresado preocupación sobre la competitividad de la cadena de suministro de lácteos, debido a la entrada a México de la leche importada a precios por debajo de aquellos que pagaron los consumidores de EE.UU. e incluso por debajo de los precios internacionales.

La importancia del análisis de la transmisión de precios reside en la función de los precios, como instrumentos mediante los cuales se vinculan los diversos niveles de la cadena de suministro. Así, garantizar que las señales de los precios a nivel de productor sean los adecuados es fundamental para la productividad agrícola⁽³⁾. Una mejor comprensión de en qué medida se transmiten eficientemente los precios de mayoreo y de menudeo a los productores a nivel de finca es importante para el diseño de una política que busque reducir las posibles causas de ineficiencia del mercado, así como incrementar los ingresos netos de los productores.

En términos económicos, el sector agrícola mexicano representa el 3.1 % del total del PIB nacional, así como el 14.4 % del empleo en el sector agrícola. La producción ganadera es una de las actividades más importantes de este sector en México. Representa 28.18 % del PIB agrícola total y a 30 % del empleo en el sector agrícola. El inventario del ganado en México ha crecido a una tasa promedio de 2.04 en los últimos 20 años, mientras que la producción lechera tiene una tasa de crecimiento promedio de 2.56 % en el mismo periodo (estimación propia basada en datos de SIAP-SAGARPA)⁽¹⁾. En la última década, México presentó un incremento del 6 % en el tamaño del hato ganadero, pasando de 30.3 millones de cabezas en 1996 a 32.2 millones en 2016. Sin embargo, el incremento en el ganado lechero fue notable debido a que elevó el número de cabezas de 1.67 a 2.58 millones (estimación propia basada en datos de SIAP-SAGARPA)⁽¹⁾.

El número de unidades de producción ganadera en México descendió de 1'129,217 en 2007 a 499,250 en 2016^(4,5). Existen tres principales sistemas de producción ganadera en México: uno especializado en leche, otro especializado en carne de res, y un tercero de doble propósito, que produce tanto leche como carne. La mayor parte del sistema de producción ganadera en México está concentrada en el norte del país y a lo largo del Golfo de México. La producción lechera es una actividad económica de importancia social y económica en México. Esto se ve evidenciado por los recursos financieros, naturales y humanos que intervienen en la cadena de producción y consumo del suministro de la leche líquida y los productos lácteos, así como por el ingreso y el empleo generados por esta actividad; en México hay 197 millones de hectáreas de las cuales el ganado en sus diferentes modalidades ocupa el 58 %⁽⁶⁾. La población nacional de ganado lechero ascendió a 2.5 millones de cabezas, produciendo un total de 11.8 millones de litros de leche líquida en 2016⁽¹⁾; en valor, la industria lechera asciende a 106 mil millones de dólares; la producción primaria de leche aportó un 46.4 % a la industria lechera, un 22 % a la preparación de leche en polvo, y 31.6 % a la producción de productos lácteos⁽⁷⁾.

Seis grandes empresas dominan el mercado de los productos lácteos (producción, distribución y procesamiento). En 2016 estas empresas comercializaron el 60 % del total de leche en el país: Liconsa, una empresa estatal, contribuyó con 10.3 %; el Grupo LaLa, con 21.4 %; Alpura, con 10.2 %; Nestlé, con 7.70 %; el Grupo Sigma Alimentos, con 6.20 %, y el grupo Lactalis, con 4.10 %⁽⁸⁾.

Históricamente, México ha sido un importador neto de leche; sin embargo, desde 1992, el déficit de producción comenzó a crecer significativamente. Este hecho se explica sobre todo por los efectos de las políticas de los precios sobre la producción, que hasta 1997 no estaban vinculadas a los costos de producción, ya que desalentaban las inversiones en la tecnología y el material genético para mejorar la productividad⁽⁹⁾. Con la adhesión de México al

TLCAN, la industria lechera mexicana entró en competencia, en precios y en calidad, con las industrias lecheras de Estados Unidos y Canadá. La Tasa de Crecimiento Anual Promedio (TCAP) de la producción lechera nacional para el periodo 1990-2016 era de 2.5 %, mientras que la TCAP de consumo de leche era de 2.8 %. Se espera que de continuar la brecha entre la producción y el consumo nacional se ensanche, y como consecuencia, la leche de EE.UU. desempeñará un importante papel en el mercado de leche mexicano.

Varios autores coinciden en que la liberalización comercial del sector lácteo en 1993, el final de la política del mercado interno protegido y el cambio a un mercado definido por un equilibrio entre la demanda y la oferta, determinó un impacto negativo en la viabilidad comercial de las unidades de producción pequeñas a medianas y también afectó negativamente a la producción de leche, principalmente en las unidades de producción pequeñas y medianas^(4,10). Una explicación de la caída de la producción lechera en México es que los precios nacionales de leche fueron determinados por el precio internacional y por las asimetrías internas en la industria mexicana, que implican un desarrollo desequilibrado entre los diferentes tipos de granjas de ganado lechero, y también un apoyo gubernamental desigual entre los productores lecheros⁽¹¹⁾.

En las últimas dos décadas, se han desarrollado estudios amplios para examinar los vínculos de mercado entre la granja, venta al mayoreo y menudeo⁽¹²⁻¹⁵⁾. El objetivo principal de estos estudios está orientado a evaluar la naturaleza, grado de ajuste y la velocidad con la que los cambios se transmiten a lo largo de los niveles de mercado. En estos estudios, la tasa de respuesta del precio se mide generalmente a través de la relación de espera entre el precio que aumenta y el que disminuye, mientras que la asimetría de la respuesta del precio se mide como la respuesta relativa del precio que desciende a medida que el precio que aumente aumenta o disminuye⁽¹⁵⁾.

Los factores que limitan la transmisión completa y simétrica de los precios de los productos agrícolas de nivel de un mercado a otro son clasificadas en: 1) Concentración de poder de mercado en niveles más allá del precio al productor; 2) Diferentes costos de ajuste cuando las unidades de producción cambian la cantidad o precio del producto o de los insumos; 3) intervención gubernamental en la fijación de precios de la producción; 4) información imperfecta; 5) elasticidades de precio diferentes en los diferentes niveles de la cadena de mercado; 6) la presencia de productos perecederos^(12,14,16).

Los precios nacionales e internacionales de la leche en 1995, un año después de que México ingresó en el TLCAN, el precio al productor siguió al precio internacional y, en menor grado, al precio al consumidor. La relación entre el precio a los consumidores y el precio al productor (P_c/P_p) mostró una tendencia creciente que podría implicar una transmisión asimétrica de los precios entre los diferentes niveles del mercado.

La transmisión de los shocks de mercado, a través de las distintas etapas de la cadena de suministro o a través de mercados relacionados horizontalmente, es un tema de larga tradición en la economía. Se puede utilizar el análisis vertical de la transmisión de precios para evaluar cuan eficientemente están integrados diversos actores en un mercado. El grado y la velocidad a los que los cambios de precio se transmiten de un nivel a otro en el mercado tienen importantes implicaciones en materia de políticas para la competitividad y la distribución del bienestar.

La transmisión espacial de los precios se refiere al proceso mediante el cual los mercados de una mercancía homogénea en lugares separados entre sí en el espacio comparten información a largo plazo⁽¹⁷⁾. La transmisión espacial de los precios ha sido ampliamente analizada en el contexto de la “Ley de Precio Único”, que plantea la hipótesis de que si dos mercados están vinculados por el comercio y son eficientes, el diferencial de precios entre ellos es igual a los costos de transacción⁽¹⁷⁾. Por lo tanto, los precios se conciben como conectados por un equilibrio estable a largo plazo, con fuerzas de atracción de este equilibrio, que tienen como resultado la corrección de las desviaciones temporales que ocurren debido a los cambios bruscos de oferta o de demanda. Así, un incremento proporcional en el precio internacional de producto agrícola básico dará lugar a un incremento de su precio en la misma proporción en los mercados nacionales en todos los puntos en el tiempo, suponiendo que los mercados estén integrados⁽¹⁸⁾. En este contexto, la transmisión de los precios mide el grado y la velocidad a los que se transmiten los cambios de precios entre lugares separados en el espacio⁽¹⁹⁾.

Por otra parte, la asimetría de precios se refiere al proceso en el cual la transmisión difiere según si los precios están aumentando o disminuyendo⁽¹⁶⁾. La literatura sobre la transmisión espacial de los precios trató sobre diversos factores que limitan la transmisión de los precios de un mercado a otro. Identifica tres grupos: los costos de transacción, las políticas comerciales y el poder de mercado⁽²⁰⁾.

El objetivo fue estimar el grado de transmisión de los precios entre el precio al menudeo de la leche y el precio al productor de leche en México (transmisión vertical) y entre el precio al productor de leche en México y el internacional (transmisión espacial de los precios) a fin de descubrir una posible transmisión asimétrica de los precios y las consecuencias derivadas de ésta para la ineficiencia del mercado.

Material y métodos

Se realizó un análisis econométrico utilizando series de tiempo mensuales de los precios de leche de enero de 1990 a diciembre de 2016. Los datos de México se obtuvieron de la página web de las estadísticas oficiales del Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (1) de la Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación

(SAGARPA), el Banco de México (BM) y LACTODATA. El precio internacional de la leche fue obtenido de USDA-AMS⁽²¹⁾. Los precios de la leche son precios al contado mensuales. Los datos se transformaron en logaritmos naturales porque los coeficientes (β s) del modelo econométrico se interpretan como elasticidades de transmisión de precios.

Se verificó el orden de integración de cada serie, utilizando las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron (PP)^(22,23). Dicha verificación estuvo seguida de la estimación de la relación a largo plazo, utilizando la cointegración de Engle-Granger en dos etapas, las pruebas de Johansen⁽²⁴⁾. Por último, se llevó a cabo el Modelo Asimétrico de Vectores de Corrección del Error (MAVCE); una prueba para seleccionar el orden de rezago para un MAVCE, y una prueba F aplicada al coeficiente de ECT⁺ y ECT⁻ (cambios positivos y negativos en el término del error, respectivamente) para probar la hipótesis nula de simetría: $H_0 : \beta_2^+ = \beta_2^-$.

Prueba de cointegración; relación a largo plazo

La cointegración entre variables –una vez que se ha demostrado la existencia de raíces unitarias– es una condición necesaria para la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo en las series. Un vector variable con raíz unitaria está cointegrado si una combinación lineal de estas variables es estacionaria⁽²⁵⁾.

A fin de probar la relación a largo plazo, se utilizó no sólo la prueba de cointegración de Engle-Granger en dos etapas⁽²⁵⁾ sino también la prueba de Johansen⁽²⁴⁾. El primer enfoque consiste en estimar la regresión de la cointegración, ecuación (1), por mínimos cuadrados ordinarios, obteniendo el \hat{u}_t residual y aplicando una prueba de raíz unitaria para \hat{u}_t . Nuevamente se utilizaron las pruebas DFA y PP. Dado que el coeficiente de \hat{U}_{t-1} es menor que la unidad, implica que existe una relación de cointegración.

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

Donde p_t^{out} es un precio fijo de producción en el periodo t, y p_t^{in} es el precio de los insumos en el periodo t.

La prueba de Johansen deriva la distribución de dos estadísticas de prueba para la hipótesis nula de no cointegración: las pruebas de la traza y de los valores propios⁽²⁴⁾. Una vez verificada la cointegración entre los precios, se aplicó un Modelo de Corrección del Error (MCE) en dos fases para registrar los efectos a corto y largo plazo del p_t^{in} en el p_t^{out} , y la velocidad de ajuste a la que el p_t^{out} regresa al equilibrio tras un cambio en el p_t^{in} . Se estimaron dos modelos econométricos: el modelo asimétrico espacial y el modelo asimétrico vertical.

Transmisión espacial de precios asimétrica

Tomando en cuenta que los precios al productor e internacionales tienen una raíz unitaria y cointegrados, se estimó un Modelo Asimétrico de Vectores de Corrección del Error (MAVCE) a fin de investigar la posible interdependencia de los precios. Siguiendo el enfoque de Cramon-Taubadel y Loy⁽²⁶⁾, el MCE para la transmisión espacial de precios sigue la siguiente fórmula:

$$Dp_t^{farm} = a + b_1 Dp_t^{int} + b_2 ECT_{t-1} + b_3(L) Dp_{t-1}^{farm} + b_4(L) Dp_{t-1}^{int} \quad (2)$$

Donde p_t^{farm} = precio al productor; p_t^{int} = precio internacional, y ECT = término de corrección de error.

Cramon-Taubadel y Fahlbusch también segmentan el término de respuesta contemporáneo⁽²⁷⁾. Esto lleva a la Ecuación (3), en la que la respuesta contemporánea y a corto plazo a las desviaciones de la relación cointegradora son simétricas si $\beta_1^+ \neq \beta_1^-$ y $\beta_2^+ \neq \beta_2^-$, respectivamente.

$$Dp_t^{farm} = a + b_1^+ Dp_t^{int} + b_1^- Dp_t^{int} + b_2^+ ECT_{t-1}^+ + b_2^- ECT_{t-1}^- + b_3(L) Dp_{t-1}^{farm} + b_4(L) Dp_{t-1}^{int} \quad (3)$$

Se utilizó una prueba F para verificar la hipótesis nula de simetría.

Transmisión vertical asimétrica de los precios

El modelo económico para analizar la transmisión vertical de los precios utiliza variaciones de un modelo introducido por Wolfram en 1971⁽²⁸⁾. Este modelo fue criticado por ser poco confiable, dado que la mayor parte de la evidencia presentada para apoyar el supuesto de que los precios de producto básico fueron cointegrados se vio afectada por regresiones espurias o series no estacionarias⁽²⁹⁾. A fin de lidiar con estas limitaciones econométricas, Engle y Granger propusieron un enfoque alternativo basado en la teoría de la cointegración, que indica que dos series de tiempo no estacionarias podrían estar cointegradas por un periodo largo si ambas series son integradas del mismo orden⁽²⁵⁾.

Cramon-Taubadel⁽³⁰⁾ realizó un intento inicial de utilizar las técnicas de cointegración al probar la transmisión asimétrica de precios. Utilizó el método de dos etapas, basado en Engle y Granger, para realizar pruebas sobre la transmisión asimétrica de los precios (TAP) en presencia de series no estacionarias para las que se utiliza un Modelo de Corrección de Error Asimétrico (MCEA). Según este enfoque, los autores propusieron dividir el término del error en componentes positivos y negativos a fin de lograr identificar si los precios se transmiten

de manera diferente dependiendo de si aumentan o disminuyen. Siguiendo el enfoque propuesto por Cramon-Taubadel⁽³⁰⁾ para probar la transmisión vertical asimétrica de los precios, se calculó la ecuación (4):

$$DP_t^{ret} = b_0 + b_1 DP_t^{farm} + b_2 ECT_{t-1} + B_3(L) DP_{t-1}^{ret} + B_4(L) P_{t-1}^{farm} + e_t \quad (4)$$

Donde $ECT_{t-1} = P_{t-1}^{ret} - a_0 - a_1 P_{t-1}^{farm}$ es el término de corrección de error, y $b_3(L), b_4(L)$ son los rezagos polinómicos; ECT es el término de corrección de error, P_t^{ret} es el precio de menudeo, y P_t^{farm} , el precio de granja. Además, el dividir el ECT en sus componentes positivos y negativos (es decir, las derivaciones positivas y negativas del equilibrio a largo plazo – ECT^+ and ECT^-) permite identificar si la velocidad a la que se transmiten los precios difiere dependiendo de si los precios están aumentando o disminuyendo. Es más, hace posible probar la Transmisión Asimétrica de los Precios (TAP)⁽³¹⁾. Luego, se calculó la ecuación (5):

$$DP_t^{ret} = b_0 + b_1 DP_t^{farm} + b_2^+ ECT_{t-1}^+ + b_2^- ECT_{t-1}^- + B_3(L) DP_{t-1}^{ret} + B_4(L) P_{t-1}^{farm} + e_t \quad (5)$$

A fin de probar la asimetría, se utilizó una prueba F para probar la hipótesis nula de simetría; si $b_2^+ \neq b_2^-$, existe una respuesta asimétrica de precios.

Resultados y discusión

Según los resultados de las pruebas de DFA y PP raíz unitaria, no es posible rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad de la serie de precios; los valores estadísticos de t no permiten rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria con un intervalo de confianza del 95% (Cuadro 1). Este resultado apoyó el uso de la técnica de cointegración para calcular la relación entre los precios nacionales e internacional de leche en México. El resultado anterior concuerda con estudios anteriores sobre la no estacionariedad de los precios de leche⁽³²⁾.

Cuadro 1: Resultados de las pruebas de DFA y PP en las series de precios nacionales e internacionales de la leche

Serie de precios	Prueba de	5% del valor	Prueba de	5% del valor
	DFA	crítico	PP	crítico
Precio internacional	-1.864	-3.427	-13.992	-21.358
Precio de menudeo	-1.632	-3.427	-11.84	-21.358
Precio al productor	-3.149	-3.427	-18.69	-21.358

Cointegración del modelo espacial

La estimación de la ecuación (1) mostró un R^2 de 0.59, un valor estadístico de t de 21.84 y un valor estadístico de F de 476.94, que indicó una cointegración a largo plazo. La prueba de DFA del término del error mostró un estadístico de prueba de -2.575, en contraste con el 5% de los valores críticos de -2.877, lo cual indica que no se rechazó la hipótesis nula de no estacionariedad; luego se realizó la siguiente regresión:

$$Dm_t = a + b_1 m_{t-1} + b_2 Dm_{t-1} \dots \dots \dots (6)$$

Un coeficiente negativo del término del error (de entre -2 y cero) confirmó una relación a largo plazo entre el precio al productor de leche y el precio internacional de leche (Cuadro 2). Los resultados de la prueba de Johansen (Cuadro 3) indicaron una marcada evidencia de rechazo de la hipótesis nula de no cointegración entre los precios, lo que sugiere la existencia de una relación única de cointegración a largo plazo. Estudios anteriores de los precios de la leche reportaron cointegración entre el precio nacional al productor y el precio de leche importada⁽³²⁾. Los resultados sugieren que los precios en el mercado internacional de leche se ven sumamente influidos por sus propias innovaciones históricas, mientras que el precio internacional de leche tiene consistentemente un fuerte impacto en los movimientos de los precios mexicanos de leche a largo plazo. Dado que los resultados anteriores confirmaron la cointegración entre el precio internacional y el precio nacional al productor de leche, se estimó un MCE^(32,33).

Cramon-Taubadel y Fahlbusch sugirieron que, cuando hay una cointegración entre series no estacionarias, un modelo de corrección de error (MCE), extendido mediante la incorporación de los términos de ajuste asimétrico, proporciona una especificación adecuada para probar la TAP⁽³³⁾.

Se calculó un 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 término de corrección de error (ECT), y se calcularon asimismo los residuos rezagados de la ecuación de cointegración. El ECT mide las desviaciones del equilibrio a largo plazo; de modo que el incluirlo en el MCE permite que la variable dependiente no sólo responda a los cambios en la variable independiente sino también “corrija” cualquier desviación del equilibrio a largo plazo que pueda haber quedado de periodos anteriores^(28,34,35).

Cuadro 2: Prueba de cointegración de Engle-Granger en dos etapas

Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor de t
m_{t-1}	-0.1016	0.0186	-5.450
Dm_{t-1}	0.4585	0.0492	9.32
Constante	0.0002	0.0023	0.09
Prueba F	50.8		
R cuadrada	0.3416		

Cuadro 3: Resultados de la prueba de Johansen de cointegración de los precios

$P^{farm} - P^{int}$	Rango máximo	Valor propio	Estadística de traza	5% del valor crítico
	0	.	33.9609	15.41
	1	0.09116	3.1814*	3.76
	2	0.00983		
Ecuación cointegradora	Coefficiente	Error estándar	Valor de P	
LnP^{farm}	1			
LnP^{int}	-0.398	0.0488	-8.14	
Constante	0.741			

Modelo espacial de vectores de corrección de error

Para el modelo espacial, calculamos un Modelo Asimétrico de Vectores de Corrección del Error (MAVCE) para investigar una posible interdependencia de los precios nacionales e internacionales de leche. Siguiendo el enfoque de Cramon-Taubadel y Loy⁽²⁶⁾, el MCE para la transmisión especial de precios se calculó como en la ecuación (2). El enfoque de Cramon-Taubadel y Loy es el modelo más frecuente para analizar la transmisión asimétrica de los precios con base en una especificación econométrica que, según se ha demostrado, es inconsistente con la cointegración⁽²⁸⁾.

Cramon-Taubadel y Fahlbusch⁽²⁷⁾ también segmentaron el término de la respuesta contemporánea. Por lo tanto, cuando calculamos la ecuación (3), en la que la respuesta contemporánea y a corto plazo a las desviaciones de la relación de cointegración son asimétricas si $\beta_1^+ \neq \beta_1^-$ y $\beta_2^+ \neq \beta_2^-$, respectivamente. Se utilizó una prueba F para probar la hipótesis nula de simetría.

Los resultados del modelo asimétrico de corrección de error muestran que tanto el precio al productor como el precio internacional de leche responden a desequilibrios porque los coeficientes son significativos al nivel del 5%. La corrección de los desequilibrios en los precios es de pequeña magnitud, y los coeficientes tienen el signo correcto. En estudios similares, al utilizar el MACE, varios autores encontraron que los movimientos de los precios en los mercados mundiales se transmiten a los mercados nacionales, pero con una magnitud menor⁽³⁵⁾.

El Cuadro 4 muestra que los coeficientes de cambio contemporáneo son significativamente menores a uno en ambas ecuaciones. Esto significa que los precios al productor no reaccionan completamente en un mes a los cambios en los precios internacionales y que los datos mensuales son lo suficientemente frecuentes para exponer el proceso de transmisión de precios⁽²⁶⁾.

Cuadro 4: Resultados del Modelo de Corrección de Errores; modelo espacial simétrico y asimétrico

Variable independiente	Modelo espacial simétrico			Modelo espacial asimétrico		
	Coef.	Error estándar	t	Coef.	Error estándar	t
Pint	0.1173	0.0396	2.96	---	---	---
$Pint_t^-$	---	---	---	0.3219	0.1159	2.78
$Pint_t^+$	---	---	---	0.3237	0.1217	2.66
$Pfarm_{t-1}$	0.5337	0.0555	9.61	0.5186	0.0629	8.24
$Pfarm_{t-2}$	0.0362	0.0621	0.58	-0.1743	0.0631	-2.76
$Pfarm_{t-3}$	-0.1796	0.0629	-2.85	0.0386	0.0502	0.77
$Pfarm_{t-4}$	-0.0106	0.0554	-0.19	0.0246	0.0424	0.58
$Pint_{t-1}$	0.0389	0.0426	0.91	0.0329	0.0622	0.53
$Pint_{t-2}$	-0.0612	0.0421	-1.45	-0.0153	0.0555	-0.28
$Pint_{t-3}$	0.0253	0.0423	0.60	-0.0589	0.0423	-1.39
$Pint_{t-4}$	0.0796	0.0411	1.94	0.0789	0.0412	1.92
ECT_{t-1}	-0.1680	0.0205	-8.19	---	---	---
ECT_{t-1}^+	---	---	---	-0.0694	0.0262	-2.65
ECT_{t-1}^-	---	---	---	-0.1977	0.0329	-2.97
Constante	0.0003	0.0020	0.13	0.0002	0.0021	0.10
Prueba de normalidad (Prob>z)	0.903			0.808		
Prueba de LM (Prob>chi ²)	0.5758			0.3989		
Prueba de DW	1.97			1.98		
R-cuadrada	0.4352			0.4378		
Prueba: $H_0 : b_1^+ = b_1^-$	---			F(1,306) = 0.85		
Prueba: $H_0 : b_2^+ = b_2^-$	---			F(1, 307) = 10.03		

P^{farm} = precio al productor; P^{int} = precio internacional; ECT= término de corrección de error.

El ECT^- induce un cambio significativamente mayor en el precio al productor que el ECT^+ . Varios estudios reportaron resultados similares para la transmisión espacial de los precios internacionales a los precios nacionales de leche^(35,36,37).

Una prueba F de la hipótesis nula de simetría ($b_2^+ = b_2^-$) lleva al rechazo en el nivel de significancia del 5% ($F= 10.03$). Dado que el ECT⁻ indica que el precio al productor de leche es bajo con respecto al precio internacional, esto sugiere que los precios al productor de leche reaccionan más rápidamente cuando se estrecha el margen que cuando se lo amplía. Por lo tanto, el análisis proporciona una evidencia estadística robusta de asimetría en las respuestas de los precios⁽³⁵⁾.

Desde el punto de vista de las políticas, esto tendría que ayudar en el diseño de los programas de apoyo a la agricultura y servir como herramientas de manejo de riesgos para la industria de los lácteos. El hallazgo de fuertes efectos de transmisión entre los precios internacionales y mexicanos apoya la opinión de que la liberalización del comercio en México en los años 1990 dio como resultado una mayor orientación hacia el mercado. También demuestra que los participantes en la cadena de suministro mexicana necesitan considerar la naturaleza altamente volátil de los precios internacionales de la leche en sus procesos de toma de decisiones.

Cointegración a largo plazo en el modelo vertical

En lo que sigue, el P_t^{farm} es un precio al productor de leche en el periodo t , y el P_t^{ret} es el precio de menudeo de leche. La hipótesis es que el precio de menudeo es causado por el precio al productor. Suponiendo una transmisión de precios asimétrica y lineal, se calculó la ecuación (1).

Los resultados de la ecuación de cointegración muestran una R^2 de 0.435, un valor estadístico de t sobre el precio al productor de leche de 15.75, y un valor estadístico de F de 247.92. La prueba de DFA aplicada al término de error muestra una estadística de prueba de -2.696 , comparada con un 5% del valor crítico de -2.8777 , lo que indica que no se puede rechazar la nulidad de la no estacionariedad. Luego se estimó la ecuación (6). Los resultados muestran un coeficiente negativo del término de error, que confirma la relación a largo plazo entre los precios (cointegración) (Cuadro 5).

Cuadro 5: Resultados de la prueba de cointegración de Engle-Grange en dos etapas

Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor de t
m_{t-1}	-0.0523	0.0134	-3.890
Dm_{t-1}	0.3975	0.0510	7.79
Constante	0.0007	0.0031	0.21
Prueba F	35.35		
R cuadrada	0.2814		

Al utilizar la prueba de Johansen⁽²⁴⁾, no es posible rechazar la hipótesis nula de cointegración, porque dicha prueba encontró que existe una relación de cointegración entre las series de precios (Cuadro 6).

Cuadro 6: Prueba de Johansen (1991) para la cointegración del P^{ret} y el P^{farm}

$P^{ret} - P^{farm}$	Rango máximo	Valor propio	Estadística de Traza	5% del valor crítico
	0	.	46.0998	15.41
	1	0.1016	3.3528*	3.76
	2	0.01343		
Ecuación cointegradora	Coefficiente	Error estándar	z	
$\text{Ln}P^{ret}$	1			
$\text{Ln}P^{farm}$	-2.175	0.2878	-7.56	
Constante	-2.292			

P^{farm} = precio al productor; P^{ret} = precio de menudeo

Modelo de vector de corrección de errores

Con base en la existencia de cointegración de los precios de menudeo y al productor de leche, y siguiendo el enfoque propuesto por Cramon-Taubadel⁽³¹⁾, se estimó un modelo de corrección de errores (ecuación 4). Dividir el ECT en sus componentes positivos y negativos (es decir, las desviaciones positivas y negativas del equilibrio a largo plazo – ECT⁺ and ECT⁻) permite realizar pruebas de la Transmisión Asimétrica de los Precios (TAP)⁽³¹⁾. Luego, se calculó la ecuación (5). Para probar la existencia de una respuesta de precios asimétrica

$b_2^+ \neq b_2^-$, se utilizó una prueba F para probar la hipótesis nula de simetría.

El resultado del modelo simétrico de corrección de errores en el Cuadro 7 indica que tanto el coeficiente del ECT como el parámetro a corto plazo son significativos al nivel del 5%. Este resultado sugiere que los precios de menudeo y al productor comparten una relación de equilibrio a largo plazo, y que un cambio en los precios al productor tiene un efecto significativo en los precios de menudeo en el periodo siguiente. El ECT⁻ induce un cambio significativamente mayor en el precio de menudeo que el ECT⁺. Los resultados apoyan el supuesto de que los cambios de precio no se transmiten eficientemente de un nivel a otro^(38,39). También apoyan el punto de vista de que los minoristas y los mayoristas de leche tienen más poder de mercado que los productores de leche.

Cuadro 7: Resultados del modelo de corrección de errores; vertical simétrico y asimétrico

Variable independiente	Modelo simétrico			Modelo asimétrico		
	Coef.	Error estándar	t	Coef.	Error estándar	t
$Pfarm_t$	0.327	0.0533	6.13	0.358	0.0536	6.67
$Pret_{t-1}$	0.1273	0.0565	2.25	0.1068	0.0661	1.62
$Pret_{t-2}$	0.0557	0.0570	0.98	0.0575	0.0571	1.01
$Pret_{t-3}$	0.0058	0.0569	0.10	0.0037	0.0570	0.07
$Pret_{t-4}$	-0.0848	0.0571	-1.49	-0.0808	0.0576	-1.40
$Pfarm_{t-1}$	-0.0593	0.0610	-0.97	-0.0457	0.0652	-0.70
$Pfarm_{t-2}$	0.0919	0.0601	1.53	-0.0457	0.0604	1.57
$Pfarm_{t-3}$	-0.1000	0.0615	-1.62	-0.1003	0.0616	-1.63
$Pfarm_{t-4}$	0.0335	0.0531	0.63	0.0340	0.0532	0.64
ECT_{t-1}	-0.1958	0.0938	-2.09	---	---	---
ECT_{t-1}^+	---	---	---	-0.0519	0.0219	-2.37
ECT_{t-1}^-	---	---	---	-0.2026	0.0546	-3.71
Constante	0.0018	0.0020	0.89	0.0117	0.0020	0.83
Prueba de normalidad (Prob>z)	0.922			0.882		
Prueba de LM (Prob>chi2)	0.5904			0.5878		
Durbin-Watson (DW)	2.0163			2.0171		
R cuadrada	0.515			0.526		
Prueba: $H_o : \beta_2^+ = \beta_2^-$	---			F(1,307) = 10.36		

$Pfarm$ = precio al productor; $Pret$ = precio de menudeo; ECT = término de corrección de error.

Los resultados muestran que la transmisión de los precios de leche es asimétrica con respecto a la velocidad de ajuste, lo que indica que cuando los precios bajan, la velocidad de ajuste tiende a ser significativamente mayor, y cuando suben, hay cambios estadísticamente significativos en la velocidad de ajuste. Una prueba F de la hipótesis nula de la simetría ($b_2^+ = b_2^-$) da lugar al rechazo en el nivel de significancia del 5% ($F = 10.36$). Esto sugiere que los precios al productor reaccionan más rápidamente cuando el margen se estrecha que cuando se amplía. Por lo tanto, el análisis proporciona una evidencia estadística robusta para la asimetría en las respuestas de los precios⁽³¹⁾. Estudios anteriores^(11,40) han encontrado cambios asimétricos en los precios entre las etapas de la cadena de comercialización que va del productor al minorista, en los mercados de productos lácteos de EE.UU. y de España.

Estos resultados que sugieren la presencia de transmisión de precios asimétrica en el mercado mexicano de la leche, tienen importantes implicaciones para las políticas. En primer lugar, el papel de la intervención del gobierno en el mercado a través de diversos programas de apoyo a los precios podría tener efectos notables en términos de bienestar y de redistribución de los ingresos. Quienes elaboran las políticas deben tener mucho cuidado de balancear el impacto potencial de los programas de apoyo al ingreso en los productores y sus implicaciones para los precios al consumidor en un mercado en el que prevalece la transmisión asimétrica de los precios. Asimismo, la existencia de una transmisión de precios imperfecta puede ser una advertencia, para quienes diseñan las políticas, de que los esfuerzos para reformar y liberalizar aún más los mercados agrícolas pueden no ser tan benéficos para los consumidores como se esperaba. Dadas las limitaciones de los modelos existentes que se basan principalmente en los precios, aún se requiere más investigación que cuantifique mejor los impactos de los ajustes asimétricos de los precios en los productores y en los consumidores⁽⁴¹⁾.

Conclusiones e implicaciones

Existe una relación de cointegración a largo plazo entre los precios internacionales de leche y el precio al productor mexicano y entre los precios al productor al menudeo nacional. Para el análisis espacial, tanto el precio al productor como los precios internacionales muestran respuestas significativas a los desequilibrios de los precios y a la transmisión asimétrica de los precios. Los movimientos de los precios en los mercados internacionales están siendo transmitidos en forma asimétrica al mercado mexicano de leche, lo que indica que una reducción en los precios internacionales de leche tiende a transmitirse más rápidamente a los productores que un incremento en los precios internacionales de la leche. Para el modelo de transmisión vertical de los precios, los cambios en los precios al productor tienen un efecto importante en los precios de menudeo del período siguiente, y la velocidad a la que los precios tienden a converger para corregir completamente la desviación es moderadamente lenta, mientras que cuando lo precios de los productores

bajan, la velocidad de ajuste tiende a ser significativamente mayor. En este sentido, los encargados de formular políticas que intenten diseñar mecanismos distintos de los enfoques tradicionales de la transferencia de tecnología para elevar la competitividad de los pequeños productores de lácteos deberían poner mucha atención a las medidas dirigidas a incrementar el nivel de la transmisión de precios de los mayoristas a los productores en la cadena de comercialización. Los hallazgos de esta investigación hacen por primera vez importantes aportaciones al debate sobre las políticas al revelar un par de cuestiones: que existe una transmisión unidireccional de los precios de leche de los productores a los minoristas y que la transmisión de los precios de leche es asimétrica, dependiendo de si los precios están subiendo o bajando.

Agradecimientos

Se agradece a la Lic. Leticia Portilla Durán la recopilación de información secundaria, la revisión y el procesamiento de datos primarios.

Literatura citada:

1. SIAP-SAGARPA. Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera. Indicadores económicos. <https://www.gob.mx/siap>. Consultado 18 Dic, 2016.
2. Banco de México (2017). Indicadores económicos (<http://www.bxico.org.mx>). Consultado 18 Dic, 2017.
3. Norton RD. Agricultural development policy. Concepts and experiences. Food and Agricultural Organization of the United Nations –FAO. Rome 2004.
4. SAGARPA. Secretaria de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación. <https://www.gob.mx/sagarpa>. Consultado 18 Dic, 2017.
5. INEGI. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Índice Nacional de Precios al Consumidor y al Productor, 2017. <http://www.inegi.org.mx/> Consultado 15 feb, 2017.
6. CONARGEN (2016). Programa Nacional de Recursos Genéticos para la Ganadería. Proyecto del Consejo Nacional de los Recursos Genéticos Pecuarios. Memoria documental. SAGARPA. <http://www.sagarpa.gob.mx/ganaderia/Publicaciones/Lists/Otros/Attachments/2/conargen.pdf>. Consultado 15 feb, 2017.

7. LACTODATA. Información sobre el sector Lechero. 2016. <http://www.lactodata.info/estadisticas/>, Consultado 15 feb, 2017.
8. Fontalvo-Herrera T, De La Hoz-Granadillo E. Morelos-Gómez J. La productividad y sus factores: incidencia en el mejoramiento organizacional. *Dimensión Empresarial* 2017;15(2):47-60.
9. García HLA, Aguilar VA, Luévano GA, Cabral MA. La globalización productiva y comercial de la leche y sus derivados, articulación de la ganadería intensiva lechera de la Comarca Lagunera. México: Plaza y Valdés editores; 2005.
10. INEGI. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. XX <http://www.inegi.org.mx/>, 2007. Consultado 15 Dic, 2016.
11. Serra T, Goodwin BK. Price transmission and asymmetric adjustment in the Spanish dairy sector. *Appl Econ* 2003;35(18):1889-1899.
12. Kinnucan HW, Forker OD. Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. *Am J Agri Economics* 1987;69(2):285-292.
13. Schroeder TC, Hayenga ML. Short-term vertical market price interrelationships for beef and pork. *North Central J Agr Econ* 1987;9(2):171-180.
14. Goodwin BK, Holt MT. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector. *Amer J Agr Econ* 1999;81(3):630- 637.
15. Miller DJ, Hayenga ML. Price cycles and asymmetric price transmission in the U.S. pork market. *Amer J Agr Econ* 2001;83(3):551-562.
16. Meyer J, Cramon-Taubadel S. Asymmetric price transmission: A survey. *J Agr Econ* 2004;55(3):581-611.
17. Fackler PL, Goodwin BK. Spatial price analysis. In B. Gardner & G. Rausser (eds), *Handbook of agricultural economics*. Vol. 1, Amsterdam: Elsevier; 2001.
18. Mundlak Y, Larson DF. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Economic Review* 1992;6(3):399-422.
19. Amikuzuno J. Spatial price transmission and market integration in agricultural markets after liberalization in Ghana: Evidence from fresh tomato markets [doctoral thesis]. Goettingen, Germany: University Goettingen; 2009.

20. Rapsomanikis G, Hallam D, Conforti P. Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries: review and applications. In *Commodity Market Review 2003*. FAO Rome.
21. USDA-AMS. United States Department of Agriculture. 2016. <http://www.fas.usda.gov/ustrade/>. Accessed Dec 8, 2016.
22. Dickey DA, Fuller WA. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrics* 1981;49(4):1057-1072.
23. Phillips PCB, Perron P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika* 1988;75(2):335-346.
24. Johansen S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrics* 1991;59(6):1551-1580.
25. Engle RF, Granger CWJ. Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrics* 1987;55(2):251-276.
26. Cramon-Taubadel S, Loy JP. Price asymmetry in the international wheat market: comment. *Can J Agric Econ-Rev Can Agroekon* 1996;44(3):311-317.
27. Cramon-Taubadel S, Fahlbusch S. Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market. *Univ Kiel, Dept Agr Econom*. 1996.
28. Acquah de-GH, Dadzie KN. An application of the Cramon-Taubadel and Loy error correction models in analyzing asymmetric adjustment between retail and wholesale maize prices in Ghana. *J Dev Agric Econ* 2010;2(4):100-106.
29. Ardeni PG. Does the law of one price really hold for commodity prices?. *Am J Agr Econ* 1989;71(3):66-669.
30. Cramon-Taubadel S. Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation. *Eur Rev Agric Econ* 1998;25(1):1-18.
31. Granger CWJ, Lee TH. Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models. *J. Applied Econometrics* 1989;4:S145-S159.

32. Jaramillo-Villanueva JL, Sarker R. Los movimientos del tipo de cambio y el comercio de leche en polvo entre México y Estados Unidos. *El trimestre econ* 2010;77(305):219-246.
33. Cramon-Taubadel S, Fahlbusch S. Identifying asymmetric price transmission with error correction models poster session. EAAE European seminar in reading 1994.
34. Acosta A, Ihle R, Robles M. Spatial price transmission of soaring milk prices from global to domestic markets. *Agribusiness* 2014;30(1):64-73.
35. Acosta A, Valdés A. Vertical price transmission of milk prices: Are small dairy producers efficiently integrated into markets?. *Agribusiness* 2014;30(1):56-63.
36. Popovic R, Radovanov B, Dunn JW. Food scare crisis: the effect on Serbian dairy market. *International Food and Agribusiness Management Review* 2017;20(1):113-127.
37. Fousekis P, Trachanas E. Price transmission in the international skim milk powder markets. *Applied Economics* 2016;48(54):5233-5245.
38. Kharin S. Vertical price transmission along the dairy supply chain in Russia. *Studies in Agricultural Economics* 2015;117:80-85.
39. Lloyd T. Presidential address forty years of price transmission research in the food Industry: Insights, challenges and prospects. *J Agr Economics* 2017;68(1):3-21.
40. Capps O, Sherwell P. Spatial asymmetry in farm-retail price transmission associated with fluid milk products. *Agribusiness* 2005;23(3):313-331.
41. Awokuse TO, Wang X. Threshold Effects and Asymmetric Price Adjustments in U.S. Dairy Markets. *Canadian J Agr Economics* 2009;57:269-286.