



Revista Científica

ISSN: 0798-2259

revistafcv@gmail.com

Universidad del Zulia

Venezuela

Labra-Hernández, Jonathan; Cabas-Monje, Juan; Velasco-Fuenmayor, Julia
EFECTOS DEL PRECIO INTERNACIONAL DE LA LECHE SOBRE EL PRECIO
PAGADO A PRODUCTOR CHILENO: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN
Revista Científica, vol. XXVII, núm. 6, noviembre-diciembre, 2017, pp. 385-392
Universidad del Zulia
Maracaibo, Venezuela

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=95953773007>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

EFFECTOS DEL PRECIO INTERNACIONAL DE LA LECHE SOBRE EL PRECIO PAGADO A PRODUCTOR CHILENO: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

Effects of the International Milk on the Milk Price Paid to Producers in Chile: a Cointegration Analysis

Jonathan Labra-Hernández¹, Juan Cabas-Monje¹ y Julia Velasco-Fuenmayor²,

¹Centro de Investigación y Desarrollo en Agronegocios, Departamento de Gestión Empresarial, Facultad de Ciencias Empresariales, Universidad de Bío-Bío, Chile. Email: jlabra@ubiobio.cl

²Universidad del Zulia Facultad de Ciencias Veterinarias. Departamento Socioeconómico.

RESUMEN

El objetivo de esta investigación consistió en analizar la transmisión espacial de precios entre el mercado internacional de los productos lácteos y el precio pagado al productor de leche en Chile y analizar la estructura del mercado lácteo chileno. Se consideró el precio internacional de la leche entera en polvo, y el monto pagado a los productores nacionales. Los resultados obtenidos indican que, la industria nacional de Chile presenta una concentración preocupante, formándose un oligopsonio con las procesadoras de leche, lo que genera que éstas tengan un alto poder de mercado e influyan en el precio. El análisis cuantitativo realizado con la metodología de Engle y Granger, y con modelos de cointegración por umbral (TAR, MTAR y sus respectivos consistentes) muestra que las series de tiempo están cointegradas, existiendo asimetría en la transmisión de precios, traspasándose más rápidamente los efectos o “shocks” negativos, que los positivos.

Palabras clave: Precio de la leche; cointegración; transmisión de precios asimétrica

ABSTRACT

The goal of this research was to analyze the spatial price transmission from the international market for dairy products and milk price paid to producers in Chile and to analyze the structure of Chilean milk market. The international price of whole milk powder and the amount paid to domestic producers were considered. The results indicated that the domestic industry has a disturbing concentration, forming an oligopsony with the processing of milk, and these companies have a high market power and influence on the price. The quantitative analysis realized with the Engle and Granger approach and threshold cointegration analysis (TAR, MTAR and their consistent counterparts), showed in their results that the time series are cointegrated, existing asymmetry in the price transmission, and also the negative shocks in prices were transferred faster than positive shocks

Key words: Milk; cointegration; asymmetric price transmission

INTRODUCCIÓN

Hasta principios del siglo XXI, Chile era un importador de lácteos (como mantequilla, queso, leche en polvo), condición que se modificó cuando la producción creció a mayores tasas que el consumo interno, y el país pasó a ser un exportador neto de leche, puesto que la cantidad exportada era mayor a la cantidad importada [8]. De lo anterior se obtiene que, la leche y sus derivados “circulantes” en el país tengan por una parte origen nacional, y por otra, origen extranjero.

La teoría económica plantea que cuando un país es pequeño y abierto al mercado internacional, la compra o venta que éste pueda realizar en el escenario económico mundial no afecta el precio. También, se espera que para un mismo producto y dado dos mercados separados espacialmente, la diferencia entre los precios solo esté dada por el costo de transporte [5]. Si esta condición se cumple, los dos mercados están integrados y la transmisión de precios es perfecta. Sin embargo, lo anterior no siempre es así, dado que existen factores como el poder de mercado que pueden causar transmisión de precios asimétrica [5, 12].

Para el caso de las exportaciones de leche, el precio internacional se considera un índice válido para determinar el precio de venta final. En las importaciones, la situación varía particularmente con las grandes empresas receptoras de leche en Chile, pues éstas suelen importar leche desde sus matrices ubicadas en otros países, a un precio de compra más conveniente (lo que se denomina precios de transferencia). Estas importaciones compiten con la leche de origen nacional, afectando a los productores nacionales, pues manifiestan que reciben un precio por su producto, que no se transmite de acuerdo a las fluctuaciones del precio internacional. Por lo anteriormente expuesto, esta investigación se propuso medir la competitividad del sector y analizar la transmisión espacial de precios entre el mercado internacional de los productos lácteos y el precio pagado al productor de leche en Chile.

MATERIALES Y MÉTODOS

Para medir la concentración de mercado de la industria láctea, se siguió a Peltzman [17], quién utiliza el índice Herfindahl-Hirschman (HHI) para medir el poder de mercado o grado de concentración en un determinado sector. Este índice se calcula como la sumatoria de los cuadrados de las cuotas de mercado de cada una de las empresas que participan en el sector [12], como lo muestra la ecuación (1)

$$HHI = \sum_{i=1}^n a_i^2 \quad (1)$$

Donde

a_i : es la participación porcentual de cada empresa en el mercado, y

n : es el número de empresas en el mercado.

La participación de mercado de cada una de las empresas se obtuvo a partir de las cifras de recepción de leche líquida registrada por la Oficina de Estudios y Políticas Agrarias de Chile (ODEPA) [14].

Gutiérrez-Salcedo [12] indica que comúnmente se aceptan tres intervalos de concentración para este índice: $HHI < 1200$ indica un mercado no concentrado; $1200 \leq HHI \leq 1800$ es un mercado moderadamente concentrado; y $1800 < HHI$ corresponde a un mercado altamente concentrado. Sin embargo, los valores de los intervalos pueden variar según el usuario. Este índice es un instrumento muy utilizado por los Gobiernos para establecer medidas antimonopolio y contra el abuso de posición dominante [12].

Además, se utilizaron dos series de precios para el periodo 2002-2015, obtenidas desde las estadísticas de precios de ODEPA [15]. El precio internacional de la leche entera en polvo, con frecuencia quincenal expresado en dólares por tonelada, y el precio pagado a productor chileno, con frecuencia mensual expresado en dólares por litro de leche. Para facilitar la comparación de precios [5, 21], se calculó un promedio mensual para el precio internacional de la leche entera el que posteriormente fue transformado a su equivalente en litro, utilizando los coeficientes de conversión publicados por ODEPA [14].

Para el análisis estadístico y realización de figuras, se utilizó el software R [20] y el paquete *apt* [24] para el análisis de cointegración por umbrales.

Transmisión de precios

Para analizar la transmisión de precios, el método econométrico utilizado fue el de cointegración, análisis que muestra si dos o más series de tiempo presentan una relación de largo plazo o equilibrio entre ellas [11]. También este modelo es pertinente cuando se constata la naturaleza no estacionaria de las series de tiempo, que es una característica que invalida los resultados obtenidos si se utiliza una simple regresión estadística entre las series, generando las denominadas regresiones espurias [11]. Para verificar la estacionariedad de las series de precios se realizó la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) [6, 11] como muestra la ecuación (2)

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde

ΔY_t : es la primera diferencia de la serie de precios ($Y_t - Y_{t-1}$),

$\beta_1, \beta_2, \alpha_i$: son coeficientes,

δ : es un coeficiente igual a $(\rho - 1)$, donde si $\rho = 1$ existe raíz unitaria (no estacionario),

ΔY_{t-i} : corresponde a las diferencias rezagadas,

ε_t : es un término de error puro de ruido blanco.

El número apropiado de rezagos (lags) a utilizar puede ser seleccionado usando el Criterio de Información Akaike (AIC) [10]. Asimismo, el contraste estadístico ADF que se mostró en la ecuación (2) se puede escribir sin los parámetros β_1 y β_2 , si la serie corresponde a una camina aleatoria, solo con β_2 para una caminata aleatoria con constante, y con ambos parámetros (β_1 y β_2) en el caso de incluir una constante y una tendencia determinista. Las hipótesis del contraste para todos los casos son las siguientes:

Hipótesis nula: $H_0: \delta = 0$ (es decir, existe una raíz unitaria, la serie de tiempo es no estacionaria o tiene tendencia estocástica).

Hipótesis alternativa: $H_a: \delta < 0$ (es decir, la serie de tiempo es estacionaria, posiblemente alrededor de una tendencia determinista).

Para determinar el orden de integración de las series se debe aplicar el contraste ADF de la ecuación (2) a la serie de tiempo diferenciada. Si en su primera diferencia la serie resulta ser estacionaria (se rechaza $H_0: \delta = 0$), entonces la serie es integrada de orden uno I (1).

Adicionalmente puede existir un cambio estructural en la relación entre la variable dependiente y la(s) independiente(s) cuando se trabaja con regresiones que utilizan series de tiempo [11]. Este cambio estructural ocurre cuando los valores de los parámetros del modelo no permanecen constantes a lo largo de todo el periodo de estudio, debido a fuerzas externas. De acuerdo a Gujarati y Porter [11], una forma de saber si ocurrió un cambio estructural es a través de la prueba de Chow, y mediante la experiencia del investigador respecto al comportamiento de las series. Dado que en este estudio no se tiene certeza en qué periodo se pudo haber generado un cambio estructural y para evitar el sesgo de los investigadores, se agregó un análisis de cambio estructural utilizando el test de Zivot-Andrews, estimándose dentro de la serie de tiempo, el punto más probable de cambio estructural [18].

Posteriormente, para la cointegración se utilizó la metodología de Engle y Granger [4, 7, 25] que se establece en dos etapas. La primera etapa consiste en estimar la relación de cointegración entre las series de precios, mediante análisis de regresión utilizando el método de mínimos cuadrados ordinario (MCO) como muestra la ecuación (3) y, la segunda etapa radica en aplicar contraste de raíz unitaria a los residuos (μ_t) de la regresión. Si los residuos son estacionarios, entonces la regresión es cointegrante y muestra la relación de cointegración entre los precios o el equilibrio de largo plazo. Finalmente, se estima el mecanismo de corrección de error (MCE) que se especifica usando el rezago de los residuos de la regresión de cointegración, como el término de corrección de error y que permite estimar los efectos en el corto plazo [4, 13].

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + u_t \quad (3)$$

Donde

Y_t : representa una serie de precios “dependiente” o “explicada” (en este estudio corresponde al precio pagado a productor chileno),

X_t : representa la serie de precios “independiente” o “explicativa” (en este estudio corresponde al precio internacional)

α_0, α_1 : son parámetros de la regresión, y

u_t : corresponde al término de error de la regresión.

A modo de complemento, se agregó la prueba de cointegración de Phillips-Ouliaris [19], quien plantea en su hipótesis nula la *no existencia* de cointegración entre las variables

Modelo de corrección de error (MCE)

El propósito de aplicar MCE fue estimar los efectos en el ajuste en el corto plazo, debido a que parte de los desequilibrios en un periodo se corrigen en el siguiente periodo. Un cambio en la variable considerada dependiente en el periodo t, podría depender del grado de cambios producidos en la misma variable antes del periodo t, y también de otras variables consideradas independientes o explicativas [11].

Este modelo parte de la relación de equilibrio mostrada en la ecuación (3) y se define en la ecuación (4) y (5).

$$y_t - y_{t-1} = \beta(x_t - x_{t-1}) + \gamma[y_{t-1} - a - bx_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \beta(\Delta x_t) + \gamma(u_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Donde

$\gamma[y_{t-1} - a - bx_{t-1}] = \gamma(u_{t-1})$: es el mecanismo de corrección de error

γ : es un estimador que toma valores menores a 0,

b : es la influencia a largo plazo de x sobre y,

β : corresponde a la estimación de la influencia de corto plazo de x sobre y.

Cointegración por umbral

Los contrastes de cointegración antes expuesto, asumen simetría en la transmisión de precios, sin embargo, dado que muchas veces este supuesto no se cumple, Enders y Siklos [9] proponen dos alternativas de cointegración por umbral para el análisis de transmisión asimétrica en los precios, denominados Threshold Autorregression (TAR) y Momentum Threshold Autorregression (MTAR). Las ecuaciones que muestran estos modelos se pueden ver para el caso del TAR en las ecuaciones (6) y (7a) y para el modelo MTAR en las ecuaciones (6) y (7b):

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \rho_1 I_t \hat{\varepsilon}_{t-1} + \rho_2 (1 - I_t) \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \mu_t \quad (6)$$

$$I_t = 1 \text{ if } \hat{\varepsilon}_{t-1} \geq \tau, \text{ 0 en otro caso} \quad (7a)$$

$$I_t = 1 \text{ if } \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} \geq \tau, \text{ 0 en otro caso} \quad (7b)$$

Donde

I_t : (Indicador) es una variable dicotómica que toma valores 1 ó 0,

ρ : Número de rezagos (lags),

$\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_p$: Coeficientes

τ : Corresponde al umbral o límite (threshold).

El número apropiado de rezagos (lags) para los modelos TAR y MTAR fue seleccionado utilizando Criterio de Información Akaike (AIC), Criterio de Información Bayesiano (BIC) y Ljung-Box Q test [23].

En el Modelo TAR, el valor del indicador (I_t) depende de los valores de los errores en el periodo anterior, y es un modelo destinado a capturar movimientos profundos en los errores. En el Modelo MTAR el valor que toma I_t depende de los cambios o variaciones en el o los periodos anteriores del error, siendo utilizado este modelo, ante variaciones abruptas en los residuos, especialmente cuando se cree que los ajustes exhiben un mayor impulso en una dirección por sobre la otra [23].

El valor del umbral o límite τ toma valor 0 para el caso de los Modelos TAR y MTAR, pero para sus respectivos modelos consistentes se debió calcular el valor de umbral usando el método de Chan [2]. Para este método se deben ordenar los residuos (Modelo TAR) o la variación de los residuos (Modelo MTAR) de forma ascendente y excluir el 15% tanto del mayor como del menor. Una vez obtenido el 70% de los datos, éstos se utilizaron como posibles umbrales. Finalmente, se seleccionó aquel umbral que generó la suma de residuos al cuadrado más baja para estimar la ecuación (5).

Además, se estudió la causalidad de Granger para determinar en qué dirección se movía la transmisión de los precios, mediante el test de Granger [10]. Este test, consistente en comprobar si los resultados de una variable sirven para predecir a otra variable, y si este tiene carácter unidireccional o bidireccional. Para ello se tiene que comparar y deducir si el comportamiento actual y el pasado de x predice la conducta de una serie temporal y . Se basa en la idea de que dadas dos series x e y , más un conjunto de información relevante z , que contiene x , entonces x causa a

y si las predicciones de y basadas en z son más precisas que las predicciones de y formadas por un conjunto de información pertinente excluido x [10]. Asumiendo que x e y son estacionarias, el test de Granger indica si la causalidad es unidireccional (x causa a y o y causa a x), o bidireccional (x e y se predicen mutuamente), lo que se conoce como *efecto retroalimentación* [10].

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Los precios internacionales de la leche se ven afectados por el contexto macroeconómico y por la evolución de la población y su localización. También son afectados por las políticas de apoyo a la producción, comercialización y/o subvención que generan los países, junto con las negociaciones internacionales, afectando a la demanda como a la oferta de productos y al comercio mundial de los mismos [22].

La producción de leche en Chile es aproximadamente de 2.745.000 toneladas al año, lo que equivale a un 0,3% de la producción mundial [1], esto significa que Chile no tiene una marcada influencia en el mercado internacional de la leche, y por lo tanto no tiene la capacidad de afectar el precio internacional.

El mercado lácteo chileno se divide en aproximadamente 6.300 productores, once (11) procesadoras de lácteos, tres (3) grandes empresas de ventas al detal y 17,5 millones de consumidores aproximadamente [3,14]. Estos antecedentes muestran una estructura del mercado oligopsónica en la recepción de leche (FIG. 1), donde cuatro (4) procesadoras de lácteos Colún (26,9%), Soprole (24,7%), Nestlé (18,6%) y Watt's S.A. (12,5%), controlan más del 82% de la recepción de leche fluida. Las otras procesadoras son Surlat (6,2%), Valle Verde (3,5%), Lácteos del Sur (2,6%), Danone Chile S.A. (2,3%), Quillayes (1,1%), Chilolac (1,1%) y Granarolo (0,6%).

En base a la participación de las once procesadoras se calculó el índice Herfindahl, obteniendo un valor de 1899, lo que indica una alta concentración en la recepción de leche fluida. Además, se considera que en Chile existen tres grandes cadenas de supermercados (D&S, Cencosud y Unimarc) que controlan el 66% de las ventas al consumidor, la situación es aún más preocupante para el mercado local [16].

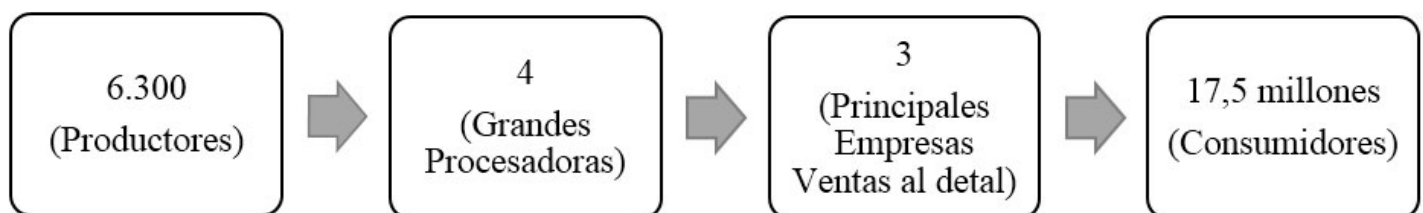


FIGURA 1. RESUMEN ESTRUCTURA DEL MERCADO LÁCTEO CHILENO

Estadística descriptiva y test de raíz unitaria

La evolución de las series de precios se muestra en la FIG. 2, destacándose una tendencia positiva desde el año 2002 al año 2014, junto a una fuerte fluctuación en el año 2007. Además, la figura muestra que, en el periodo de estudio, el precio

internacional de la leche entera en polvo (LPE) equivalente en litro (L), es superior al precio pagado por L a productor chileno, destacándose la gran diferencia que existe alrededor del año 2014. Luego de esta fecha, ambos precios presentan una tendencia a la baja.

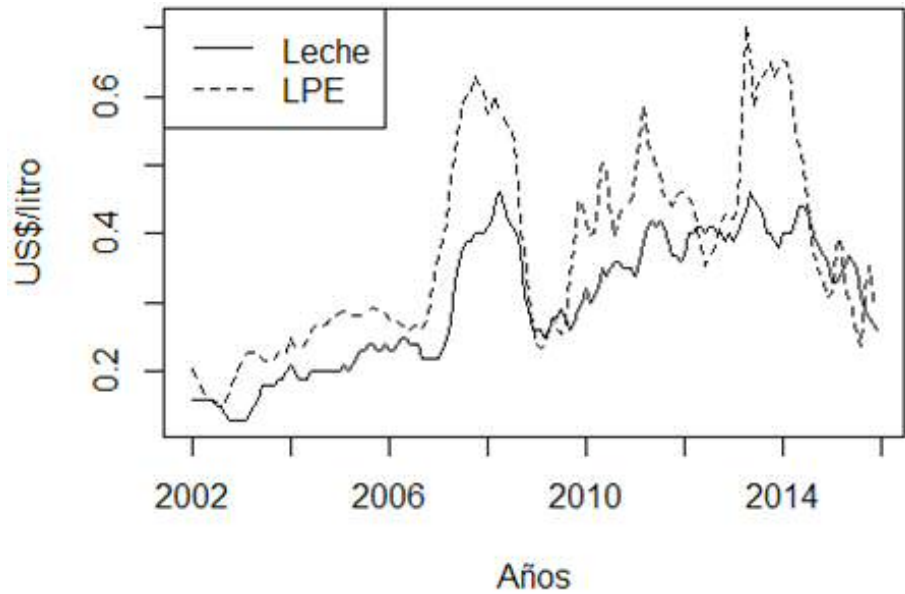


FIGURA 2. EVOLUCIÓN DE PRECIOS DE LOS PRODUCTOS LÁCTEOS

Las descripciones estadísticas de las diferentes series de precios y los resultados de los test de raíz unitaria se muestran en la TABLA I. Los resultados muestran que las dos series son integradas de **orden uno**. Inicialmente son series *no estacionarias* y se vuelven estacionarias en su primera diferencia.

precio internacional. En cambio, si se espera que las decisiones o variaciones en el precio internacional afecten al precio pagado a productor chileno. Por esa razón, se estimó un modelo considerando el precio pagado a productor chileno como variante dependiente, y el precio internacional de la leche en polvo entera (LPE) como variable independiente o explicativa.

Resultados del análisis de cointegración

Dado que Chile es un país pequeño en el mercado mundial de lácteos, se espera que las decisiones que se toman no afecten al

TABLA I
DESCRIPCIÓN ESTADÍSTICA Y RESULTADOS PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA PARA LAS SERIES PRECIO PAGADO A PRODUCTOR CHILENO Y PRECIO INTERNACIONAL LPE

Estadístico	Precio pagado a productor chileno		Precio internacional LPE	
	Serie original	1ª diferencia	Serie original	1ª diferencia
Media	0,310	-	0,376	-
Desviación Est.	0,096	-	0,140	-
Mínimo	0,130	-	0,155	-
Máximo	0,460	-	0,703	-
Total obs.	168	-	168	-
ADF test	-2,0836 {3}	-5,7116 {2}***	-2,9153 {4}	-5,029 {3}***
Zivot-Andrews test	-3,733 {3}	-	3,7343 {4}	-

Nota: los valores críticos son -3.99, -3.43 y -3.13 para el ADF test con intercepto y tendencia (*trend*) al nivel del 1, 5 y 10% respectivamente. Para el Zivot-Andrews test los valores críticos son -4,93, -4,42 y -4,11 para los niveles de significancia de 1, 5 y 10%. Los números en los corchetes corresponden al rezago (lag) utilizado en la aplicación del test. *, ** y *** denotan significancia estadística al 10, 5 y 1%, respectivamente.

En la primera etapa de la metodología de Engle-Granger se estimó la relación a largo plazo entre las variables, como se describe en la ecuación (3). El coeficiente estimado para el precio internacional LPE es de 0,584 resultando significativo al 1% como se muestra en la TABLA II. En la segunda etapa, los residuos fueron utilizados para evaluar esta condición de relación a largo

plazo, para esto se aplicó un test de raíz unitaria, cuyo resultado confirmó que estos precios están cointegrados. Adicionalmente, se aplicó el test de Phillips-Ouliaris [19], obteniendo un valor P de 0,05, lo que implicó el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración, reafirmando que los precios están cointegrados.

TABLA II
RESULTADOS APROXIMACIÓN DE ENGLE-GRANGER Y TEST DE COINTEGRACIÓN POR UMBRALES

Ítem	Engle-Granger	TAR	TAR Consistente	MTAR	MTAR Consistente
Estadístico					
Threshold	-	0	-0,034	0	-0,016
ρ_{1+}	0,584***	-0,1***	-0,094**	-0,088**	-0,064**
Valor T	(21,17)	(-2,613)	(-2,55)	(-2,19)	(-2,065)
ρ_2	-	-0,117**	-0,131***	-0,13***	-0,356***
Valor T	-	(-2,499)	(-2,62)	(-2,944)	(-4,809)
Diagnóstico					
AIC		-842,190	-842,471	-842,631	-855,163
BIC		-829,742	-830,023	-830,183	-842,715
$Q_{lb}(4)$		0,910	0,913	0,911	0,981
$Q_{lb}(8)$		0,992	0,994	0,992	1
$Q_{lb}(12)$		0,992	0,993	0,993	1
H_1 : no CI		6,413	6,562	6,647	13,559
C.V (1%)		8,30	9,51	8,85	9,29
C.V (5%)		6,01	7,08	6,51	6,86
C.V (10%)		4,99	6,02	5,47	5,76
H_2 : no APT		0,076	0,353	0,510	13,333
H_2 : valor P		[0,783]	[0,553]	[0,476]	[0,000]

Notas: $Q_{lb}(p)$ denota el nivel de significancia para los test de Ljung-Box, el cual pone a prueba la correlación serial basado en un coeficiente de autocorrelación p ($p = 4, 8, 12$). El test de cointegración H_1 , es realizado con los valores críticos planteados por Enders y Siklos [8]. En el test H_2 de no asimetría en la transmisión de precios, los valores en los corchetes corresponden al valor P. *, ** y *** denotan significancia al 5, 1 y 0.1%, respectivamente.

El análisis de cointegración no lineal por umbrales, se realizó con los modelos TAR, MTAR y sus respectivos consistentes como muestra la TABLA II. El mejor modelo estimado es el MTAR Consistente, al tener un menor valor para los criterios AIC y BIC.

El contraste de hipótesis nula H_1 : *no cointegración* del modelo MTAR Consistente, muestra que existe cointegración en los precios considerando los valores críticos de Enders y Siklos [9]. De igual manera, se comprobó que el precio internacional LPE y el precio pagado al productor chileno están cointegrados con un ajuste por umbral. Además, los resultados del contraste simetría en la transmisión de precios (H_2), muestran que el proceso de ajuste de equilibrio de largo plazo es asimétrico. Esto muestra que un modelo asimétrico de cointegración por umbral es el más indicado para estudiar la transmisión de precio de la leche.

La estimación muestra que las desviaciones negativas (ρ_2) del equilibrio de largo plazo son absorbidas más rápidamente que las desviaciones positivas (ρ_{1+}), específicamente 35,6% versus un

6,4%. Esto llevado a meses se traduce que, un shock que desvíe el precio internacional LPE por sobre el umbral, se demora 14,5 meses (1/0,064) en ser traspasado al precio pagado a productor chileno, mientras que los shocks que desvíen el precio internacional bajo el umbral, son traspasados más rápidamente, concretamente en 2,8 meses (1/0,356) son absorbidos por el precio pagado a productor chileno.

Dado los resultados anteriores, se estimó el Modelo de Corrección de Error Asimétrico, a partir del modelo MTAR Consistente, considerando la relación en ambos sentidos. Estos resultados son presentados en la TABLA III, donde para el modelo que explica los ajustes en el corto plazo para el precio pagado al productor chileno, se observa que casi todos los coeficientes alfas (α) relacionados a la variación positiva o negativa del precio internacional en el periodo anterior, y betas (β) relacionados con la variación positiva o negativa en el precio pagado al productor chileno en el periodo anterior, son significativos al 5%, a excepción

de α_1^+ que fue significativo al 10%,. Mientras que los coeficientes del MCE para el modelo de precio internacional LPE resultaron significativos solamente los valores alfa (α), quiere decir que el precio internacional de la leche está explicado por sus propios valores en rezago y no por el precio chileno, resultado que afirma el nulo efecto de los precios chilenos al mercado internacional. Lo anterior se confirma con los resultados obtenidos en el test de Causalidad de Granger (H_{01} y H_{02}).

Con relación a la hipótesis H_{07} se comprobó la existencia de asimetrías en el ajuste de equilibrio en el corto plazo, implicando que ante un shock positivo (δ^+), los precios se ajustan a un ritmo de 5,7% mensual, (TABLA III) mientras que, ante un shock negativo (δ^-), el ajuste es mucho más rápido, en términos del 17,4% mensual.

TABLA III
RESULTADOS MODELO DE CORRECCIÓN DE ERROR (MCE)

Ítem	Precio Internacional LPE		Precio Pagado al Productor	
	Estadístico	Razón t	Estadístico	Razón t
Θ	0,003	0,760	0,000	0,210
α_1^+	0,425***	3,631	0,082°	1,611
α_1^-	0,628***	4,312	0,175***	2,771
β_1^+	-0,025	-0,093	0,374***	3,252
β_1^-	-0,084	0,268	0,199*	1,719
δ^+	0,015	0,289	-0,057**	-2,551
δ^-	0,310**	2,570	-0,174***	-3,326
R^2	0,22	-	0,35	-
AIC	-712,62	-	-990,18	-
BIC	-687,72	-	-965,28	-
$Q_{lb}(4)$	0,01	-	0,69	-
$Q_{lb}(8)$	0,04	-	0,34	-
$Q_{lb}(12)$	0,05	-	0,12	-
$H_{01}: \alpha^+ i = \alpha^- i = 0$ para todos los rezagos	22,389***	[0,000]	7,046***	[0,001]
$H_{02}: \beta^+ i = \beta^- i = 0$ para todos los rezagos	0,071	[0,931]	9,807***	[0,000]
$H_{03}: \alpha^+ = \alpha^-$	0,923	[0,338]	1,033	[0,311]
$H_{04}: \beta^+ = \beta^-$	0,018	[0,893]	0,854	[0,357]
$H07: \delta^+ = \delta^-$	5,242**	[0,023]	4,360**	[0,038]

Notas: $Q_{lb}(p)$ denota el nivel de significancia para los test de Ljung-Box, el cual pone a prueba la correlación serial basado en un coeficiente de autocorrelación p ($p = 4, 8, 12$). Para los test de cointegración H_{01} y H_{02} de Granger Causalidad, H_{03} y H_{04} el efecto asimétrico en los rezagos, y H_{07} es acerca del ajuste asimétrico no asimetría en la transmisión de precios, los valores en los corchetes corresponden al valor P. °, *, ** y *** denotan significancia al 10, 5, 1 y 0.1%, respectivamente.

CONCLUSIONES

La cadena industrial del sector lácteo chileno presenta una estructura oligopsónica con un elevado poder de mercado de las empresas procesadoras de lácteos, lo que se traduce en un mercado altamente concentrado.

Las series de tiempo analizadas no presentan cambio estructural. Están cointegradas, lo que implica que estas series presentan una relación de equilibrio en el largo plazo, y además, la relación de cointegración muestra que la serie de precio internacional LPE influye significativamente en el precio pagado al productor local.

La transmisión de precios espacial entre el precio internacional y el precio local es asimétrica, donde las desviaciones negativas del equilibrio de largo plazo son absorbidas más rápidamente que las desviaciones positivas, de tal manera que los modelos que explican de mejor forma el comportamiento de las series son el modelo de cointegración por umbral MTAR Consistente. Además, las variaciones del precio internacional y los precios chilenos en el periodo anterior, muestran un efecto significativo sobre el precio pagado a productor chileno de acuerdo a los test de causalidad de Granger.

Finalmente, el ajuste de equilibrio en el corto plazo es asimétrico, siendo traspasados los efectos o “shocks” negativos más rápidamente que los efectos o “shocks” positivos, lo que podría ser explicado por la estructura oligopsónica en la recepción de leche fluida.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [1] BAHAMONDE-MEDINA, F. Chile y el mercado mundial de productos lácteos: mirando hacia el año 2020. *Boletín Veterinario Oficial*, 1-6. 2011. En Línea: http://www2.sag.gob.cl/Pecuaria/bvo/BVO_14_II_semestre_2011/PDF_articulos/mercado_productos_lacteos.pdf 09/01/2016.
- [2] CHAN, K. S. Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model. *The Ann. Stat.*, 21(1): 520-533.1993.
- [3] CONSORCIO LECHERO. Indicadores del Sector Lechero de Chile. 2015. En Línea: <http://www.consorciolechero.cl/industria-lactea/wp-content/uploads/2015/12/Indicadores-del-Sector-Lechero.pdf/10/02/2016>.
- [4] CORREA-SECALL, M.-L. Análisis espacial de precios agrícolas. Caso de estudio para Mozambique. Universitat Autònoma de Barcelona. Pp 1-38. 2012.
- [5] DÍAZ, N.; MELO, O.; MODREGO, F. Dinámica de transmisión de precios y cambio estructural en el sector lácteo chileno. *Econ. Agr.*, 11(1): 12-23. 2007.
- [6] DICKEY, D.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *J. Ame. Statist. Ass.* 74: 427-431. 1979.
- [7] ENGLE, R.; GRANGER C. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometr.* 55:251-276. 1987.
- [8] ENGLER, A.; NAHUELHUAL, L. Implications of the structural change in dairy products trade on milk price paid to producers in Chile. Chilean *J. Agri. Res.* Vol. 68: 166-174.2008.
- [9] ENDERS, W. ; SIKLOS, P. Cointegración and threshold adjustment. *J. Buss. Econ. Stat. and Econom. Statist.* 19:166-176. 2001.
- [10] FREY, G.; MANERA, M. Econometric models of asymmetric price transmission. *J. Econ. Surv.* 21(2):349-415 2007.
- [11] GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. Analisis de Regresion Multiple: El problema de la Inferencia. *Econometria*. McGraw-Hill. Pp 737-772. 2010.
- [12] GUTIÉRREZ-SALCEDO, M. La transmisión de precios en la cadena agroalimentaria: El mercado español de los aceites de oliva. Jaén: Universidad de Jaén. Tesis Doctoral. 427 pp. 2012.
- [13] MONTERO-GRANADOS, R. Variables no estacionarias y cointegración. Documentos de Trabajo en Economía Aplicada. Universidad de Granada. España. Pp 18. 2013.
- [14] OFICINA DE ESTUDIOS Y POLÍTICAS AGRARIAS ODEPA - Ministerio d e Agricultura de Chile. Leche y derivados – ODEPA. Boletín de la leche. 2015. En línea: <http://www.odepa.cl/wp-content/uploads/2015/03/Boletin-de-la-leche-2014.pdf/07/12/2015>.
- [15] OFICINA DE ESTUDIOS Y POLÍTICAS AGRARIAS ODEPA - Ministerio de Agricultura de Chile. Leche y derivados – ODEPA. En Línea: <http://www.odepa.cl/rubro/leche-y-derivados/10/02/2016>.
- [16] OLIVARES, M. Asesoría sobre el Sector Lechero. 2011. En Línea: <http://www.consorciolechero.cl/chile/documentos/informes-finales/24junio/asesoriasobre-el-sector-lacteo.pdf/20/10/2015>.
- [17] PELTZMAN, S. Prices rise faster than they fall. *The J. of Polit.Econ.* 108(3): 466-502. 2000.
- [18] PFAFF, B. Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R. Springer Science & Business Media, Pp 107-112. 2008.
- [19] PHILLIPS, P. C. B.; OULIARIS, S. Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometr.* 58: 165-193. 1990.
- [20] R CORE TEAM. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. 2016.
- [21] ROSSINI, G., R.: VICENTÍN, J.; GARCÍA-ARANCIBIA, C. M. Transmisiones de precios en el sector lácteo: el análisis del comportamiento de los precios de exportación y el recibido por los productores. *FAVE. Secc. Cien. Agr.* 12 (1):43–52. 2013.
- [22] SECRETARÍA DE ECONOMÍA. Análisis del Sector Lácteo en México. 2012 En línea: http://www.economia.gob.mx/files/comunidad_negocios/industria_comercio/informacionSectorial/analisis_sector_lacteo.pdf/07/10/2015.
- [23] SUN, C. Price dynamics in the import wooden bed market of the United States. *Forest Policy and Econ.* 13(6): 479–487. 2011.
- [24] SUN, C. Asymmetric Price Transmission. 2015. En línea: <https://cran.r-project.org/web/packages/apt/>. 10/03/2016.
- [25] VAVRA, P.; GOODWIN, B. K. Analysis of Price Transmission along the food chain. OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers, (3):58. 2005.