

Dinámica de transmisión de precios y cambio estructural en el sector lácteo chileno

N. Díaz^{1*}, Oscar Melo¹ y Félix Modrego²

¹ Departamento de Economía Agraria. Pontificia Universidad Católica de Chile

² RIMISP – Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural

* Autor para correspondencia: nldiaz@uc.cl

Abstract

N. Díaz, O. Melo, and F. Modrego. Dynamic of Price Transmission and Structural Change in the Chilean Dairy Sector. This paper examines the degree in which the signals of the international price of the main dairy product imported by Chile, powder milk, were transmitted to the price received by the producers in the period 1979-2005. The existence of a possible structural break in 1989 is also evaluated, due to the differences in trade policies oriented towards the Chilean milk sector. The results show that the international price had a significant influence over the domestic price, explaining 52% of the variability of the price of the milk received by the producer. The estimated speed of transmission was considerably low, and a total transmission was obtained for a period of three to four years. The hypothesis of structural break in the speed of transmission of international prices given by a reduction of the import taxes in 1989 was tested, and was rejected with a high level of statistical significance. This evidence suggests the existence of important changes within the Chilean milk sector that could have offset the effects of greater trade openness.

Key words: Milk price, Price transmission, Error correction model, Structural break.

INTRODUCCION

El sector lácteo chileno ha mostrado un importante dinamismo en los últimos años, con considerables aumentos en el rendimiento de la producción primaria y en la capacidad y diversificación de la elaboración de productos. Sin embargo, el precio a productor es un tema de fuerte debate en el sector. Este ha venido presentado fluctuaciones importantes en el tiempo, exhibiendo ciclos de bajas y alzas que se repiten periódicamente. Estas fluctuaciones han sido atribuidas principalmente a las variaciones en los precios internacionales.

Según la teoría de integración de mercados y transmisión de precios, las distorsiones introducidas por los gobiernos a través de políticas comerciales, tales como los aranceles a las importaciones, debilitan el vínculo entre los mercados internacionales e internos. En el caso del sector lácteo chileno, las políticas de protección arancelaria han presentado importantes variaciones durante las últimas décadas, siendo esperable que la transmisión de precios también se haya visto afectada.

El presente trabajo tuvo como objetivo examinar el grado y velocidad en el cual las señales del precio internacional del principal producto lácteo importado por Chile, la leche en polvo, se transmiten al precio recibido por el

productor, en el período comprendido entre los años 1979 y 2005. Asimismo, se evalúa la existencia de un posible cambio estructural en el año 1989, debido a las diferencias en las políticas comerciales internas orientadas al sector.

Evolución de los precios domésticos y precios internacionales de la leche

En la Figura 1 se observa que han existido importantes variaciones en la evolución de los precios pagados a productor entre 1979 y 2005. Observando la evolución conjunta de estos precios con los precios CIF de leche en polvo, se aprecia que siguen un comportamiento similar. De hecho, el precio de importación de leche en polvo parece seguir la misma tendencia, aunque con una mayor variabilidad.

Engler y Nahuelhual (2003) encontraron que el precio CIF de leche en polvo causa al precio doméstico, señalando que un cambio del 10% en el precio CIF ocasiona un aumento de 6% en el precio pagado al productor. Por otra parte, Engler y Nahuelhual (2004) determinaron que un shock externo tiene repercusión en el precio doméstico por un período no mayor a los 14 meses, y que la mayor parte del impacto es asimilado durante los primeros cinco a siete meses.



Figura 1. Evolución de los precios CIF de leche en polvo y pagados a productor.

Fuente: Elaboración propia en base a ODEPA

Políticas arancelarias en el sector lácteo

El sector lácteo ha tenido una evolución en sus políticas arancelarias un tanto distinta del resto de los productos del sector agropecuario nacional, pero similar a la de otros productos agrícolas “tradicionales”, como el trigo. Mientras que en la mayoría de los productos agropecuarios ha prevalecido una política de apertura al comercio exterior, libertad de precios y de comercio, los productos lácteos han recibido un tratamiento diferenciado en forma sistemática.

Entre los años cincuenta y principios de los setenta, las políticas comerciales se caracterizaron por importantes intervenciones estatales, como son la fijación de precios internos y el control sobre el beneficio de los animales, e importantes inversiones públicas en infraestructura industrial. Adicionalmente, la economía estaba protegida de la competencia internacional y existía una situación de inseguridad en la tenencia de la tierra, producto de la reforma agraria (Valdés *et al.*, 1990).

A mediados de los setenta el sector sufrió cambios importantes con la apertura al comercio exterior, la incorporación del mercado como ente regulador de la actividad económica, el término de la fijación de precios internos, y el comienzo de la normalización de la tenencia de la tierra. La nueva política arancelaria mantuvo un cierto grado de protección de la industria lechera nacional sobre la base de las distorsiones del precio internacional, generadas por la producción subsidiada de países

desarrollados. A inicios de la década de los ochenta, altos excedentes internacionales de leche, sumado a una política monetaria de apreciación de la moneda nacional, provocaron la mayor caída histórica del precio interno de la leche en 1981.

Las importaciones de productos lácteos fueron acusadas de competencia desleal ante la autoridad nacional, imponiéndose medidas de excepción en ocho ocasiones en el periodo comprendido entre los años 1981 a 2002. En respuesta, la política arancelaria nacional varió periódicamente, en función del comportamiento observado en el precio internacional de la leche en polvo, con el objetivo de que el precio interno fuera un reflejo del “verdadero” precio internacional. Como se observa en el Anexo, Cuadro A.1., en este período se utilizó un arancel ad-valorem que varió casi anualmente, junto con derechos específicos para la leche en polvo de valores variables según el valor del dólar, los cuales fueron posteriormente reemplazados por una sobre tasa arancelaria. También se creó el Valor Aduanero Mínimo (VAM) o precio real de referencia, definido periódicamente por el Banco Central. Así, en el quinquenio 1984-89, la proporción de los impuestos por sobre el valor CIF fue del 42,1%, y en el quinquenio 1990-94, del 20,2% (ver Anexo, Figura A.1.). En este sentido, es posible concluir que entre los años 1975 y 1994, la política arancelaria fue la principal herramienta utilizada para mantener la competitividad del sector lechero chileno en el mercado interno. Esto concluye a mediados de 1995, cuando al

cabo de 20 años de una política de excepción, los productos lácteos importados quedan sujetos sólo al arancel general del 11%. No obstante, aún se mantienen la aplicación de medidas de excepción en casos puntuales. El año 2002, vuelve a surgir una fuerte presión por aislar al país del ingreso de productos subsidiados, esta vez bajo la forma de una ley especial para la leche, que aplicó automáticamente un arancel adicional, para todos los orígenes, pero en relación a los subsidios entregados por la Unión Europea (Valdés y Foster, 2002).

En el año 1996 Chile concede preferencias sobre el arancel general para la importación desde países pertenecientes a MERCOSUR. En este acuerdo, el país concede, para el caso de la leche entera, una preferencia arancelaria inicial de 40% en 1996, lo que se traduce en un arancel efectivo del 6,6%. Dicha preferencia se incrementó anualmente hasta alcanzar el 100% y un arancel efectivo del 0%, a partir del año 2004, situación que se mantiene hasta la actualidad (ODEPA, 2006a). Esto ha llevado a que MERCOSUR, en particular Argentina y Uruguay, sean los principales orígenes de las importaciones de leche en polvo, representando en promedio durante el período 2000-05, más del 90% de las importaciones totales (ver Anexo, Figura A.2), reemplazando de este modo las importaciones desde países desarrollados. En este sentido, este acuerdo ha sido catalogado como un acuerdo “negativo” para el país (Rojas y Silva, 2004).

La situación descrita anteriormente determina un bajo efecto arancelario en esta tercera etapa, sumado al hecho que en la actualidad el arancel general en el país es del 6%. Sin embargo, la aplicación de medidas excepcionales todavía es posible dentro del marco normativo de la OMC, aunque su aplicación requeriría de una significativa justificación técnica.

MATERIALES Y METODOS

Modelo de transmisión de precios

Tomando como referencia a Baffes y Gardner (2003), la transmisión del precio internacional (p_t^w) al precio doméstico (p_t^d) puede explicarse mediante el siguiente modelo, conocido como Modelo de Rezagos Distribuidos Autorregresivos (ADL):

$$p_t^d = \mu + \beta_1 p_t^w + \beta_2 p_{t-1}^d + \beta_3 p_{t-1}^w + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Este modelo dinámico tiene como característica la inclusión de rezagos, tanto de las variables explicativas como de la dependiente. En este caso se incorpora sólo un rezago de cada variable, correspondiendo entonces a un Modelo de Rezagos Distribuidos Autorregresivos de primer orden, ADL (1,1).

Reparametrizando (1) e imponiendo una elasticidad unitaria de largo plazo entre la variable dependiente e independiente, se obtiene la siguiente especificación (ver reparametrización en Anexo):

$$(p_t^d - p_{t-1}^d) = \mu + \alpha(p_{t-1}^w - p_{t-1}^d) + \beta(p_t^w - p_{t-1}^w) + \varepsilon_t. \quad (2)$$

Esta especificación se conoce como Modelo de Corrección de Error (MCE), el cual es obtenido a partir de la especificación ADL.

En este modelo, el término $p_{t-1}^w - p_{t-1}^d$ representa el mecanismo de corrección de error. Este asegura que el sistema se ajuste a su trayectoria de equilibrio de largo plazo, corrigiendo de forma dinámica cualquier desviación respecto de él. En una situación de equilibrio $p_{t-1}^w - p_{t-1}^d = 0$, pero durante períodos de desequilibrios, es decir cuando p^d y p^w divergen de su trayectoria de equilibrio, $p_{t-1}^w - p_{t-1}^d$ es distinto de 0. De esta forma, el coeficiente α se interpreta como el parámetro de velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo, denominado también efecto feedback (Barrow, 2005).

Para que la convergencia hacia el equilibrio ocurra, α debe tomar valores entre 0 y 1 ($0 < \alpha < 1$). Si α es mayor a 1, el sistema es explosivo, es decir diverge respecto del equilibrio dinámico. Si $p_{t-1}^w > p_{t-1}^d$, el desequilibrio es positivo. El crecimiento de p^d en el período siguiente ($p_t^d - p_{t-1}^d$) debe caer para asegurar nuevamente un movimiento hacia la trayectoria de equilibrio. Esto será posible sólo si $0 < \alpha < 1$. Cuando $p_{t-1}^w < p_{t-1}^d$, el desequilibrio es negativo. El crecimiento de p^d en el período siguiente ($p_t^d - p_{t-1}^d$) debe aumentar para asegurar un movimiento hacia la trayectoria de equilibrio. En este caso, esto también será posible si $0 < \alpha < 1$. En síntesis, la condición que $0 < \alpha < 1$ es necesaria para asegurar un modelo estable (Barrow, 2005).

En cuanto al coeficiente β , éste mide el efecto de corto plazo. Se interpreta como el término de ajuste inicial o de efecto contemporáneo. Este parámetro indica cuánto de un determinado

cambio en el precio internacional será transmitido al precio doméstico en el período actual.

De esta manera, mientras más cerca estén α y β a 1, mayor es la velocidad a la cual las variaciones en el precio internacional son transmitidas a los precios domésticos.

Un aspecto muy importante a tener presente es que los MCE describen válidamente la relación de dos variables sólo si ambas tienen igual grado de integración y están cointegradas (Engle y Granger, 1987).

Los MCE son muy utilizados en el contexto de estudios sobre integración de mercados y transmisión de precios. En el ámbito de la agricultura existe una amplia gama de trabajos además del influyente trabajo de Baffes y Gardner (2003), como por ejemplo los de von Cramon-Taubadel (1998), Sharma (2002), Conforti *et al.* (2003), Conforti (2004), y Krivonos (2004), entre otros. Los MCE proporcionan una estructura en la que es posible contrastar la transmisión gradual, más que instantánea, de precios, y de este modo tener en cuenta las discontinuidades en el comercio y otros factores que pueden impedir la integración de mercados con el transcurso del tiempo.

$$(p_t^d - p_{t-1}^d) = \mu + \delta D_t + \alpha(p_{t-1}^w - p_{t-1}^d) + \gamma D_t(p_{t-1}^w - p_{t-1}^d) + \beta(p_t^w - p_{t-1}^w) + \phi D_t(p_t^w - p_{t-1}^w) + \varepsilon_t, \quad (4)$$

donde: $D_t = 1$ en el período de tiempo posterior al cambio estructural.

De esta forma, el modelo permite cambios estructurales, tanto en el intercepto como en los parámetros asociados a las variables explicativas.

Datos

Los datos utilizados para la aplicación de la metodología detallada anteriormente corresponden a series de tiempo anuales, desde el año 1979 hasta el año 2005.

Los precios de leche pagados al productor corresponden a precios sin IVA en pesos de diciembre de 1998. Estos precios fueron obtenidos de las estadísticas de series de precios de ODEPA (2006b).

Como precio internacional, se consideró el precio del producto de mayor relevancia en las importaciones de lácteos en Chile, la leche en polvo. De la base de datos FAOSTAT-

A partir del modelo (2) se puede estimar el tiempo que demora el precio doméstico en ajustarse a las variaciones en el precio internacional. Siguiendo a Baffes y Gardner (2003), se define k como el monto de ajuste de precios que se produce en n períodos. En el período en curso, k toma el valor de β , que es el efecto de corto plazo de $(p_t^w - p_{t-1}^w)$ sobre $(p_t^d - p_{t-1}^d)$. En el período siguiente, k toma el valor de $\beta + (1 - \beta)\alpha$, que es el efecto del período previo, β , más el efecto feedback, $(1 - \beta)\alpha$. En el período $t+2$, k toma el valor del período anterior, $\beta + (1 - \beta)\alpha$, más el del presente período, $\alpha(1 - \beta - (1 - \beta)\alpha)$, resultando $1 - (1 - \beta)(1 - 2\alpha + \alpha^2)$, o lo que es igual a $1 - (1 - \beta)(1 - \alpha)^2$. El término en el segundo paréntesis constituye una progresión geométrica en $(1 - \alpha)$, lo que permite expresar el ajuste para n períodos como:

$$k = 1 - (1 - \beta)(1 - \alpha)^n \quad (3)$$

El modelo (2) puede ser reestimado permitiendo quiebres estructurales. Para esto se incorpora una variable dicotómica resultando el siguiente modelo (4):

Agriculture, de la Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO), fueron obtenidos los precios CIF en dólares por tonelada de leche en polvo entera y descremada. Se realizó un promedio ponderado de estos dos precios, los cuales fueron llevados a pesos utilizando como tipo de cambio el valor del dólar observado promedio obtenido del Banco Central de Chile (2006). Posteriormente, estos precios de importación fueron llevados a precios sin IVA en pesos de diciembre de 1998, a partir de la estadística de IPC del INE (2006).

Los precios CIF, en pesos reales por tonelada, fueron llevados a pesos por litro de leche equivalente. De acuerdo a ODEPA, los litros de leche necesarios para la elaboración de una tonelada de leche en polvo entera son 7.890, y para leche en polvo descremada 11.490. Se realizó un promedio ponderado por la cantidad

de cada tipo de leche en polvo importada en los distintos años.

RESULTADOS Y DISCUSION

Primeramente se examinaron las propiedades de estacionariedad de las series de precios, mediante una prueba de raíz unitaria, como la prueba de Dickey Fuller Aumentado (ADF)¹. En esta prueba se compara el valor del estadístico ADF con los valores críticos tabulados. Si los valores del estadístico son mayores a los valores tabulados en términos absolutos, se rechaza la hipótesis nula de la existencia de raíz unitaria, y por lo tanto las variables son estacionarias. Si esta hipótesis no es rechazada, vuelven a efectuarse las mismas pruebas, pero para la primera diferencia de cada una de las variables para evaluar su grado de integración.

En la segunda columna del Cuadro 1 se muestran los valores del estadístico ADF para las variables en nivel. Los mismos resultaron ser menores en términos absolutos a los valores críticos a todos los niveles de significancia, lo cual no permite rechazar la hipótesis de no estacionariedad. Dada esta evidencia, posteriormente se examinaron las propiedades de estacionariedad de la primera diferencia de precios, cuyos resultados se muestran en la tercera columna del Cuadro 1. Los valores del estadístico ADF, en ambos casos, fueron mayores en términos absolutos a los valores críticos, a todos los niveles de significancia, rechazando en este caso la hipótesis nula de no estacionariedad. Esto permite concluir que las series de tiempo p^w y p^d son integradas de orden 1 (I(1)).

Cuadro 1. Prueba de estacionariedad para los precios internacionales y domésticos.²

Variable	ADF (nivel)	ADF (primera diferencia)
p^w	-2,65	-4,80
p^d	-2,42	-5,08

Nota: ADF es el estadístico de la prueba de Dickey – Fuller Aumentado.

Los valores críticos para las 26 observaciones son: - 2,66 (10%) y - 3,00 (5%) y - 3,75 (1%).

¹ Del inglés ADF: Augmented Dickey Fuller.

² Prueba de Dickey Fuller Aumentado, considerando la existencia de un intercepto y un rezago, según criterio de información de Schwarz.

Se dice que dos o más series están cointegradas si las mismas se mueven conjuntamente a lo largo del tiempo, y las diferencias entre ellas son estables (es decir estacionarias), aún cuando cada serie en particular contenga una tendencia estocástica y sea, por lo tanto, no estacionaria. De aquí que la cointegración refleja la presencia de un equilibrio de largo plazo hacia el cual converge el sistema. Las diferencias (o término error) en la ecuación de cointegración se interpretan como el error de desequilibrio para cada punto particular de tiempo. Dos o más series de tiempo que son no estacionarias de orden I(1), están cointegradas si existe una combinación lineal de estas series que resulte en un residuo estacionario o de orden I(0) (Greene, 2001).

Como en este caso el precio internacional y el precio doméstico mostraron igual grado de integración I(1), se examinó la cointegración de dichas series a partir de los residuos obtenidos de la siguiente relación de largo plazo entre las variables:

$$p_t^d = \mu + \beta p_t^w + \mu_t \quad (5)$$

La prueba de cointegración entre las variables también se realiza mediante una prueba de raíz unitaria al error de cointegración. A partir de los residuos obtenidos en (2) se establece la siguiente relación:

$$\Delta \mu_t = \rho \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Esta prueba tiene como hipótesis nula que $\rho = 0$, es decir, que existe una raíz unitaria. Si la hipótesis es rechazada, los residuos de (5) son estacionarios, determinando que las variables están cointegradas. Para realizar esta prueba, se compara el valor del estadístico ADF obtenido de la regresión (6) con los valores críticos tabulados por Cheung y Lai (1995).³

³ Cheung y Lai (1995) proveen los valores críticos apropiados para comparar con el valor del estadístico ADF. Estos valores críticos se consideran más apropiados que los usados frecuentemente y desarrollados por Engle y Yoo (1987), ya que estos últimos son valores para un sistema limitado de tamaños de muestra.

La prueba de estacionalidad sobre los residuos obtenidos en (5) entregó un valor del estadístico ADF de -2,95.⁴ Este valor resultó mayor a los valores críticos de Cheung y Lai para el tamaño específico de muestra. Los mismos son de -2,74, -2,00 y -1,64 para un nivel de significancia del 1, 5 y 10%, respectivamente. Por lo tanto, se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración a todos los niveles de significancia. Estos resultados permiten sostener de manera concluyente la evidencia de cointegración entre las series de tiempo.

Se estimó el modelo (2) al sector lácteo chileno, considerando como precio doméstico (p^d), el precio de leche pagado a productor, y como precio internacional (p^w), el precio CIF de leche en polvo. Los resultados de la estimación del modelo de transmisión de precios se presentan en el Cuadro 2.

Cuadro 2. Resultados de la estimación del modelo de transmisión de precios.

	α	β	μ
Coefficiente	0,30**	0,36***	0,39
Error estándar	0,11	0,07	1,53

N° obs.: 26 F: 14,6

R² aj. 0,52 Valor-p F: 0,000

Los asteriscos representan el nivel de significancia: * 10%, ** 5% y *** 1%

De acuerdo a lo esperado, se constató la transmisión del precio internacional al precio de leche pagado al productor en Chile con un alto nivel de significancia estadística. De hecho, los coeficientes α y β , resultaron ser significativos a un nivel del 1%. El coeficiente β estimado es algo superior que α , sin embargo se puede considerar que tanto el efecto de largo como de corto plazo tuvieron similar importancia en la dinámica de transmisión de los precios de la leche. El valor del coeficiente α determina que desviaciones en el precio al productor respecto a su nivel de equilibrio de largo plazo, provocadas por variaciones en el precio internacional, se corrigen en un 30%. Por su parte, el valor del coeficiente β indica que la variación del precio internacional se transmite al precio recibido por el productor en un 39% en el mismo período. A modo de referencia, los valores de estos

coeficientes son inferiores a los obtenidos por Baffes y Gardner (2003) para trigo y maíz en Chile en un periodo similar,⁵ lo cual indica que estos otros commodities han transmitido de manera más rápida las variaciones de los precios internacionales al mercado doméstico. Interpretando el R²_{aj} como la proporción de la variabilidad de los precios domésticos atribuibles al precio internacional (Mundlak y Larson, 1992), el 52% de la variabilidad del precio de leche recibido por el productor fue explicada por los precios CIF de leche en polvo.

En base a los coeficientes, se estimaron los porcentajes de ajuste de precios en distintos años (Cuadro 3). De acuerdo al valor de k , se observa que más de la mitad (55%) del proceso de ajuste del precio a productor ante variaciones del precio CIF se lleva a cabo en el primer año, y casi en su totalidad (84%) en un período de 4 años. De todas formas, la hipótesis de transmisión total de precios en un período de cuatro años no puede ser rechazada con un nivel de significancia del 5% (valor-p = 0,07)

Cuadro 3. Porcentaje de ajuste de precios en distintos años.

	Valor coeficiente	Desvío estándar
$k n=1$	0,55***	0,10
$k n=2$	0,68***	0,12
$k n=3$	0,78***	0,12
$k n=4$	0,84***	0,11

Los asteriscos representan el nivel de significancia: * 10%, ** 5% y *** 1%

Estos resultados respaldan la afirmación que el precio internacional tiene una influencia significativa en el sector lechero nacional, pero que la transmisión completa del efecto puede no ser inmediata, considerándose bastante lenta.

Cambio estructural

Si bien se observó anteriormente que durante el período bajo estudio los precios de leche pagados al productor y los precios CIF de leche en polvo han mostrando un movimiento conjunto a través del tiempo, las marcadas diferencias en la políticas comerciales orientadas hacia el sector lechero en Chile, justifican la estimación de un modelo de cambio estructural.

⁴ Prueba de Dickey Fuller Aumentado, sin considerar constante ni tendencia, y con cero rezago de acuerdo al criterio de Schwarz.

⁵ El coeficiente α fue de 0,90 y 0,40 para maíz y trigo respectivamente. El coeficiente β fue de 0,71 para maíz y 0,58 para trigo. El período evaluado fue 1970 a 1996.

Baffes y Gardner (2003) proponen como uno de los criterios para evaluar cambios estructurales la ocurrencia de un período sostenido de intervención imponiendo barreras del tipo arancelarias entre los precios internacionales y los domésticos. Considerando este criterio, se concentró la atención en dos períodos: 1979 a 1988 y 1989 a 2005. El primer período se caracterizó por una importante protección del sector lechero nacional a través de una fuerte política arancelaria, a diferencia del segundo período, caracterizado por la liberalización comercial, mediante modificaciones de la estructura arancelaria y de la realización de acuerdos comerciales con otros países. En Figura A.2 del Anexo se observa claramente que hasta el año 1988 el porcentaje de impuestos sobre el precio CIF de leche en polvo

(promedio 58%) fue mayor al período iniciado a partir del año 1989 (promedio 12%).

La presunción de cambio estructural hace suponer variaciones en las tasas de transmisión de precios. Concretamente, se planteó la hipótesis que durante el primer período (1979 a 1988), dada la mayor protección, la velocidad de transmisión de precios fue menor al segundo período (1989 a 2005).

Para evaluar el cambio estructural se estimó el modelo (4), considerando que la variable dicotómica, D_t , toma valor 0 en el primer período, 1979 a 1988, y valor 1 en el segundo período, 1989 a 2005. Los resultados obtenidos se presentan en el Cuadro 4.

Cuadro 4. Resultados de la estimación del modelo (4).

	α	γ	β	ϕ	μ	δ
Coefficiente	0,56***	-0,40*	0,38***	-0,05	2,73	-3,23
Error estándar	0,18	0,22	0,11	0,14	2,62	3,20

Nº obs.: 26

F: 6,93

R² aj. 0,54

Valor-p F: 0,001

Los asteriscos representan el nivel de significancia: * 10%, ** 5% y *** 1%

De los resultados del Cuadro 4 se observa que sólo la diferencia en el efecto de largo plazo es débilmente significativa (γ), y que no se puede rechazar la hipótesis de igual velocidad de ajuste de corto plazo en ambos períodos, dada la no significancia del coeficiente ϕ . De forma conjunta, los coeficientes asociados a las variables binarias de cambio estructural resultaron ser altamente no significativos (Valor-p = 0,283).

El Cuadro 5 presenta los resultados de la estimación del porcentaje de ajuste acumulado para cada período, indicando una mayor velocidad de ajuste en el período de mayor protección, lo cual es ciertamente un resultado contra-intuitivo. Sin embargo, la hipótesis de igualdad del nivel de ajuste acumulado en ambos períodos no puede ser rechazada (Cuadro 6), lo cual es consistente con las conclusiones establecidas respecto de los parámetros de ajuste de corto y largo plazo.

Cuadro 5. Porcentaje de ajuste de precios en los dos períodos para distintos años.

	Período 1979 - 1988		Período 1989 - 2005	
	Valor coeficiente	Error estándar	Valor coeficiente	Error estándar
$k_{n=1}$	0,73***	0,14	0,44***	0,14
$k_{n=2}$	0,88***	0,11	0,52**	0,19
$k_{n=3}$	0,95***	0,07	0,60**	0,22
$k_{n=4}$	0,98***	0,04	0,66**	0,24

Los asteriscos representan el nivel de significancia: * 10%, ** 5% y *** 1%

Cuadro 6. Prueba de igualdad de porcentaje de ajuste de precios en los dos períodos para distintos años.

	F	Valor-p F
k_1 1979-1988 = k_1 1989-2005	2,14	0,159
k_2 1979-1988 = k_2 1989-2005	2,67	0,118
k_3 1979-1988 = k_3 1989-2005	2,28	0,146
k_4 1979-1988 = k_4 1989-2005	1,71	0,206

A partir de estos resultados, se puede concluir que la liberalización de la política arancelaria del sector lácteo chileno a partir del año 1989 no ha tenido un efecto de aceleración sobre la velocidad de transmisión de los precios internacionales, como se esperaba *a priori*. Existen algunas consideraciones que podrían explicar este resultado. Por una parte, la menor protección en términos arancelarios del sector lechero chileno durante el segundo período, puede haber sido compensada por el aumento de la capacidad competitiva que mostró el sector en la década de los noventa. Esta se manifestó en altas tasas de crecimiento de la producción, en un mejoramiento sustancial de la calidad de la materia prima, y en una modificación importante de la estacionalidad de la producción. Por esta razón, si bien Chile ha sido tradicionalmente un país importador de lácteos, a partir de los noventa la producción comenzó a crecer a mayores tasas que el consumo doméstico, lo que determinó un crecimiento significativo en las exportaciones y una disminución paulatina en las importaciones (Vargas, 2001). Esta situación conlleva a que para este período el precio de referencia para el mercado doméstico quizás ya no sea sólo el precio de importación, sino también el de exportación.

Por otra parte, en el segundo período existieron otro tipo de políticas de carácter no arancelarias orientadas a la protección del sector. Las crecientes exigencias de calidad de la industria han ido imponiendo mayores limitaciones para la participación de pequeños productores en la producción industrial, lo cual ha llevado al gobierno a implementar políticas de subsidios a las inversiones en el sector (Alegre *et al.*, 2005).

Por último, otro aspecto que se considera importante señalar es que en el año 1995, frente a supuestas conductas anticompetitivas de las principales plantas procesadoras de leche, el Tribunal de Defensa de la Libre Competencia determinó una mayor regulación de los precios de leche pagados por plantas procesadoras, evitando, entre otras cosas, la disminución injustificada y la discriminación de precios.

CONCLUSIONES

Esta investigación, a diferencia de las realizadas por Engler y Nahuelhual (2003, 2004), no sólo evaluó el grado en que las señales del precio internacional son transmitidas al precio recibido al productor, sino también la velocidad del

proceso de transmisión. Así también, evaluó la existencia de un posible cambio estructural debido a las diferencias en las políticas comerciales internas orientadas al sector.

Mediante la aplicación de un MCE se constató que el precio internacional tuvo una influencia significativa en el sector lechero nacional durante el período 1979-2005. La velocidad de transmisión estimada revela que el ajuste a los cambios en el precio internacional demora entre tres y cuatro años para manifestarse en su totalidad, lo cual es considerado relativamente lento. Esto puede deberse a las características del mercado de la leche en Chile, el cual tiene una estructura oligopsónica con muchos oferentes y pocos demandantes, situación que puede otorgar a las plantas procesadoras una posición dominante para fijar las condiciones de compra, incluyendo el precio, pagos por volumen, calidad, estacionalidad, etc. Más aún, la naturaleza perecedera de la leche y el alto costo de transporte agrava la posición negociadora de los productores. En un mercado con estas características, es esperable que los precios internacionales sean transmitidos con relativa lentitud a los precios domésticos. Adicionalmente, se debe tener en cuenta que los precios a productor cambian de acuerdo a las pautas de pago, las cuales no son ajustadas mensualmente. Este plazo de transmisión, dado por la pauta de pago, puede cumplir un rol de absorber parte de los riesgos del precio del productor en el muy corto plazo. Por otra parte, si la transmisión de precios es asimétrica, el posible beneficio para los productores de disminución del riesgo se contrasta con las pérdidas de beneficio. Futuras investigaciones debieran evaluar la existencia de una transmisión asimétrica de precios.

Se evaluó un posible cambio estructural a partir de un período de menor protección arancelaria iniciado el año 1989, no rechazándose la hipótesis de igual velocidad de ajuste de los precios al productor ante variaciones del precio CIF al comparar los períodos 1979-1988 y 1989-2005. La explicación de este resultado no es clara, pero en parte se puede deber a cambios propios del sector lácteo en el período de estudio, como el cambio en el precio de referencia hacia los precios de exportación y en las políticas de pago de las industrias lácteas. Estos factores podrían contrarrestar los efectos de la mayor apertura comercial en la que se vio envuelto el sector lácteo a partir de 1989.

RESUMEN

El presente trabajo examina el grado en el cual las señales del precio internacional del principal producto lácteo importado por Chile, la leche en polvo, fueron transmitidas al precio recibido por el productor, en el período 1979-2005. Asimismo se evaluó la existencia de un posible cambio estructural en el año 1989, debido a las diferencias en las políticas arancelarias orientadas hacia el sector lácteo chileno. Los resultados mostraron que el precio internacional tiene una influencia significativa sobre el precio doméstico, explicando un 52% de la variabilidad del precio de la leche recibido por el productor. La velocidad de transmisión estimada fue bastante baja, dándose la transmisión total en un período de tres a cuatro años. Se evaluó la hipótesis de cambio estructural en la velocidad de transmisión de precios dadas por la reducción de aranceles de importación en 1989, la cual fue rechazada con un considerable nivel de significancia estadística. Esta evidencia sugiere la existencia de importantes cambios dentro de la industria de los lácteos en Chile, que podrían haber contrarrestado los efectos de la mayor apertura comercial.

Palabras clave: Cambio estructural, Modelo de corrección de errores, Precio de la leche, Transmisión de precios.

LITERATURA CITADA

- Alegre M., J. Ortega y O. Melo. 2005. Impactos de la inversión en calidad y rendimiento en productores ganaderos usuarios de INDAP en la IX Región. p. 37. In: Proc. X Congreso de Economistas Agrarios. Temuco, Chile (Resumen).
- Baffes, J. y Gardner, B. 2003. The Transmission of World Commodity Prices to Domestic Markets Under Policy Reforms in Developing Countries. *Policy Reform* 6(3): 159-180.
- Banco Central de Chile. 2006. Base de datos estadísticos. Precios. Dólar observado. http://si2.bcentral.cl/Basededatoseconomico/s/951_455.asp?f=M&s=TC-OBS-MES. (Consultado el 20 de julio, 2006).
- Barrow, M. 2005. A Brief Review of Unit Root Testing, Co-integration and Dynamic Modeling. Notes of Economy, University of Sussex, Reino Unido.
- Cheung, Y. y K. Lai. 1995. Lag Order and Critical Values of the Augmented Dickey-Fuller Test, *Journal of Business and Economic Statistics* 3 (13): 277-280.
- Conforti, P., G. Rapsomanikis y D. Hallam. 2003. Integración de mercados y transmisión de precios en determinados mercados de productos alimentarios y comerciales de países en desarrollo: examen y aplicaciones. En FAO (eds.), *Situación de los mercados de productos básicos*. Italia: Roma.
- Conforti, P. 2004. Price Transmission in Selected Agricultural Markets. FAO Commodity and Trade Policy Research, Working Paper Series 7.
- Díaz, C. y C. Williamson. 1998. Acuerdos comerciales y competitividad: evidencia del sector lácteo chileno. Pontificia Universidad Católica de Chile. Escuela de Administración. Estudios en Dirección de Empresas. *Revista Abante* 1(1): 58-88.
- Engle, R. y C. Granger. 1987. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* 2 (55): 251-280.
- Engle, R. y B. Yoo. 1987. Forecasting and Testing in Co-integrated Systems. *Journal of Econometrics* 3 (35):143-159.
- Engler, A. y L. Nahuelhual. 2003. Influencia del mercado internacional de lácteos sobre el precio nacional de la leche: un análisis de cointegración. *Agricultura Técnica* 53(4):416-27.
- Engler, A. y L. Nahuelhual. 2004. Efecto del precio internacional sobre el precio de la leche pagado a productor: transitorio o permanente? *Agricultura Técnica* 64(4): 388-398.
- FAO (Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación). 2006. Base de datos estadísticos. FAOSTAT-Agriculture. <http://faostat.fao.org/DesktopDefault.aspx?PageID=291&lang=es>. (Consultado: 15 de julio, 2006).
- Green, W. H. 2001: *Econometric Analysis* (Fourth Edition), Ed. Pearson (Prentice Hall).

- Instituto Nacional de Estadística (INE). 2006. Chile Estadístico. Estadísticas de Precios. IPC. Series Estadísticas. http://www.ine.cl/canales/chile_estadistico/estadisticas_series_estadisticas.php (Consultado: 20 de julio, 2006).
- Krivonos E. 2004. The Impact of Coffee Market Reforms on Producer Prices and Price Transmission. The World Bank Policy Research Working Paper Series.
- Mundlak, Y. y D. F. Larson 1992. On the Transmission of World Agricultural Prices. The World Bank Economic Review 6: 399-422.
- ODEPA, 2006a. Estadísticas y precios. Comercio exterior. Avance por producto. Importaciones lácteos. http://www.odepa.gob.cl/odepaweb/servlet/sistemas.sice.av_producto.ServletAvanceProducto?jsessionid=3E10B9102A4D437D62911DC207522A91. (Consultado: 15 de julio, 2006).
- ODEPA, 2006b. Estadísticas y precios. Series de precios. Series de tiempo. Precios a productor. <http://www.odepa.gob.cl/odepaweb/servlet/sistemas.precios.tiempo.ServletTiempoTrx;jsessionid=3E10B9102A4D437D62911DC207522A91>. (Consultado: 15 de julio, 2006).
- Rojas, G. y F. Silva. 2004. Acuerdos comerciales bilaterales y la agricultura chilena: 1992-2003. Serie Informe Económico N° 152. Libertad y Desarrollo.
- Sharma, R. 2002. The Transmission of World Price Signals: Concepts, Issues and Some Evidence from Asian Cereal Markets. Documento presentado al Foro Mundial sobre la Agricultura, CCNM/GF/AGR(2002)10 de la OCDE.
- Valdés, A., E. Muchnik y H. Hurtado. 1990. Trade Exchange Rate and Agricultural Pricing Policies in Chile. Vol. I – The Country Study. The Political Economy of Agricultural Pricing Policies. The World Bank.
- Valdés, A. y W. Foster. 2002. Evaluación de la propuesta de Ley de la Leche. Mimeo.
- Vargas, G. 1991. Efecto de la política de comercio exterior en el sector lechero chileno 1976-1989: un estudio econométrico. In.: Pontificia Universidad Católica de Chile. Facultad de Agronomía. Santiago. Chile. Tesis de grado. 1991. p. 3-20.
- Vargas, G. 2001. Cambio estructural en el sector lechero chileno: potencial exportador y desafíos. Revista Ciencia e Investigación Agraria 28 (3):117 – 129.
- von Cramon-Taubadel, S. 1998. Estimating Asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: An Application to the German Pork Market. European Review of Agricultural Economics 25(1): 1-18.

ANEXO

Cuadro A.1. Evolución de derechos ad-valorem, específicos y valores aduaneros mínimos de la leche en polvo entera.

Arancel	Unidad	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Ad-v1	%	30	20	10	10	10	10	10	20	35	30	20	20	15	25
D.E.2	US\$/ton	298	129	298	298	298	74	382	229						
Stasa3	%										5	15	8	5	
VAM4	US\$/ton								2.155	2.155	2.155	1.954	2.297	2.297	

(1) Arancel ad-valorem; (2) Derechos Específicos; (3) Sobretasa; y (4) Valor Aduanero Mínimo.

Fuente: Elaboración propia en base a Vargas (1991).

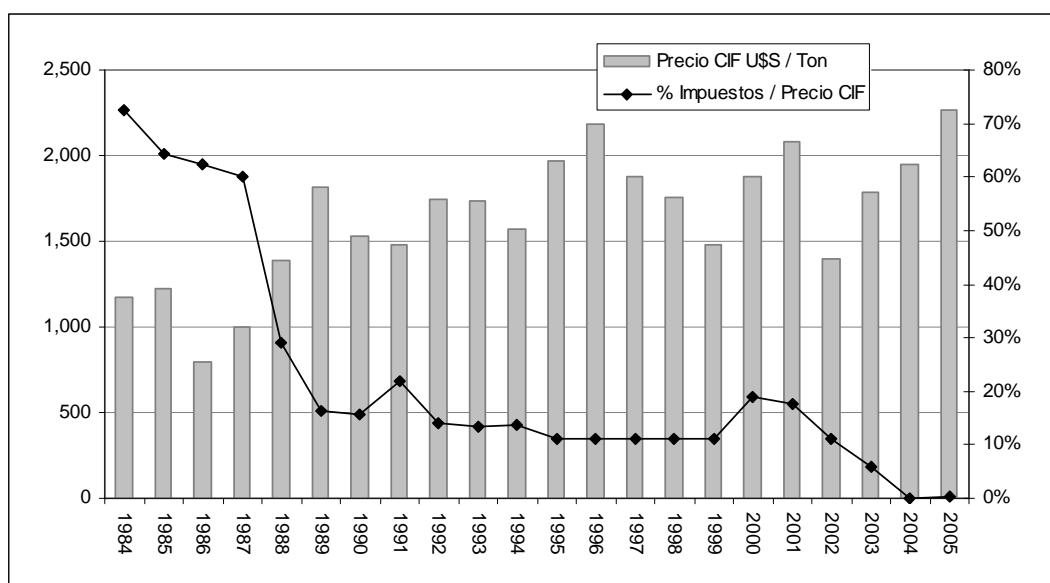


Figura A.1. Evolución del precio interno CIF y proporción de impuestos.

Fuente: Elaboración propia en base a Díaz y Williamson (1998) y ODEPA.

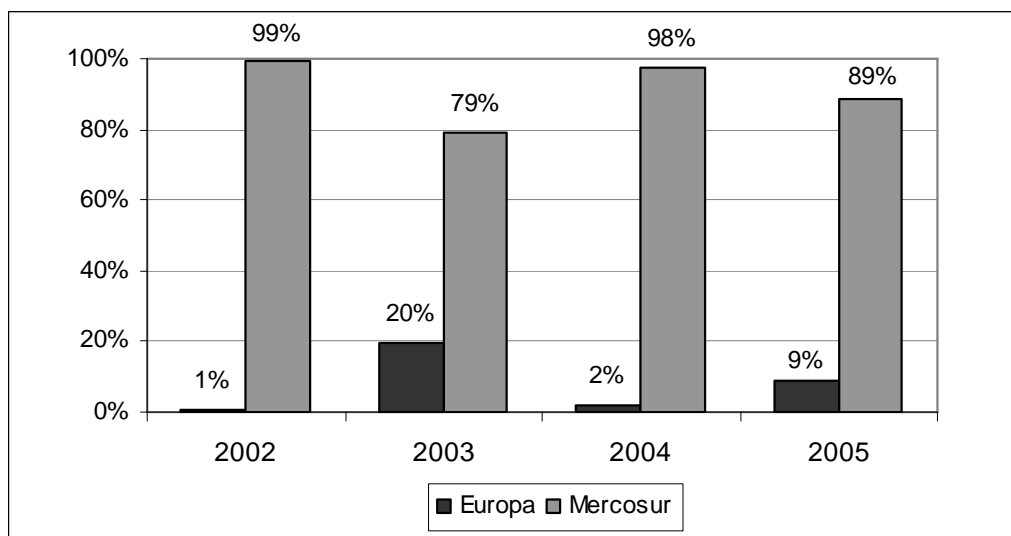


Figura A.2. Evolución importaciones de leche en polvo hacia Chile desde MERCOSUR y Europa.

Fuente: Elaboración propia en base a ODEPA.

Reparametrización e imposición de restricción en el modelo (1):

El modelo ADL (1,1) planteado fue el siguiente:

$$p_t^d = \mu + \beta_1 p_t^w + \beta_2 p_{t-1}^d + \beta_3 p_{t-1}^w + \varepsilon_t$$

La relación de equilibrio dinámico está dada por:

$$p^{d*} = \mu / (1 - \beta_2) + (\beta_1 + \beta_3) / (1 - \beta_2) * p^{w*}$$

Para mantener una relación de equilibrio constante entre el precio doméstico y el precio internacional, se impone una elasticidad de largo plazo unitaria entre la variable dependiente e independiente. Dado que la relación de largo plazo está dada por: $(\beta_1 + \beta_3) / (1 - \beta_2)$, la restricción en los parámetros se establece de la siguiente forma:

$$(\beta_1 + \beta_3) / (1 - \beta_2) = 1$$

$$\beta_1 + \beta_3 = 1 - \beta_2$$

$$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$$

Volviendo a la especificación original (1), y restando a ambos lados de esta ecuación p_{t-1}^d , se obtiene:

$$(p_t^d - p_{t-1}^d) = \mu + \beta_1 p_t^w - (1 - \beta_2) p_{t-1}^d + \beta_3 p_{t-1}^w + \varepsilon_t$$

A esta nueva ecuación se le resta y suma al lado izquierdo $\beta_1 p_{t-1}^w$, obteniendo:

$$(p_t^d - p_{t-1}^d) = \mu + \beta_1 (p_t^w - p_{t-1}^w) - (1 - \beta_2) p_{t-1}^d + (\beta_1 + \beta_3) p_{t-1}^w + \varepsilon_t$$

Imponiendo como restricción que $\beta_1 + \beta_3 = 1 - \beta_2$, se obtiene:

$$(p_t^d - p_{t-1}^d) = \mu + (1 - \beta_2)(p_{t-1}^w - p_{t-1}^d) + \beta_1 (p_t^w - p_{t-1}^w) + \varepsilon_t$$

Siendo $(1 - \beta_2) = \alpha$ y $\beta_1 = \beta$, se llega a la especificación del modelo (2):

$$(p_t^d - p_{t-1}^d) = \mu + \alpha (p_{t-1}^w - p_{t-1}^d) + \beta (p_t^w - p_{t-1}^w) + \varepsilon_t$$