

EFFECTO DEL PRECIO INTERNACIONAL SOBRE EL PRECIO DE LA LECHE PAGADO A PRODUCTOR: TRANSITORIO O PERMANENTE?

Effect of the international price on the milk price paid to producers: transitory or permanent?

Laura Nahuelhual¹ y Alejandra Engler P.^{2*}

ABSTRACT

This study applied cointegration analysis and the vector error correction model (VCE) to analyze the magnitude and duration of the impact of the import price of dairy products on the domestic milk price paid to producers in Chile. The variables included in the analysis were domestic price, CIF (Cost, Insurance and Freight) price, and exchange rate from January 1990 to December 2002. The results indicated that the CIF import price significantly influenced the price paid to domestic producers, which was supported by the magnitude of the coefficients of vector cointegration and the speed of adjustment coefficients. The persistence profile analysis showed that after a shock to the co-integrating vector, it took the system approximately 14 months to return to the long term equilibrium, while the impulse response functions indicated that the CIF price had a permanent effect on the domestic price.

Key words: milk price, cointegration, impulse response, persistence profiles.

RESUMEN

En este estudio se aplicó el análisis de cointegración y modelo de vector de corrección por el error (VCE) para analizar la magnitud y duración del impacto del precio de importación de productos lácteos sobre el precio de leche pagado a productor en Chile. Las variables incluidas en el modelo fueron el precio nacional, el precio CIF (Cost, Insurance and Freight) y la tasa de cambio, para el período comprendido entre enero de 1990 y diciembre de 2002. Los resultados indicaron que el precio de importación CIF influyó de manera significativa el precio doméstico pagado a productor, lo cual quedó demostrado por la magnitud de los coeficientes del vector de cointegración y los coeficientes de velocidad de ajuste. El análisis de perfiles de persistencia mostró que frente a un shock al vector de cointegración, el sistema demoró aproximadamente 14 meses en retornar a su relación de equilibrio de largo plazo, mientras que las funciones de respuesta a impulso indicaron que el impacto de CIF sobre el precio nacional es de carácter permanente.

Palabras clave: precio leche, cointegración, respuesta a impulso, perfiles de persistencia.

¹ Universidad Austral de Chile, Facultad de Ciencias Agrarias, Instituto de Economía Agraria, Casilla 567, Valdivia, Chile.

² Instituto de Investigaciones Agropecuarias, Centro Regional de Investigación Quilamapu, Casilla 426, Chillán, Chile.

E-mail: aengler@quilamapu.inia.cl *Autora para correspondencia.

Recibido: 20 de octubre de 2003. Aceptado: 15 de abril de 2004.

INTRODUCCIÓN

El dinamismo observado en los indicadores de productividad del rubro lechero en Chile durante la última década contrasta con el deterioro del escenario de precios pagados a productor (Vargas, 2001), el cual hizo crisis el año 2002. El precio promedio anual disminuyó de \$114,9 L⁻¹ en el año 2001 a \$102,6 L⁻¹ en dicho año. Sin embargo, a partir del último trimestre del año 2002 los precios internacionales empezaron a recuperarse, lo que generó un repunte en los precios nacionales. Es así que el precio plantilla subió de \$93,2 L⁻¹ (en valores nominales) en diciembre del 2002 a \$96 L⁻¹ en enero del 2003, dejando a los productores en una situación mejorada respecto al complejo escenario del año anterior. El precio durante el año 2003 siguió subiendo para alcanzar \$124,7 L⁻¹ en el mes de mayo. La relación entre el precio internacional y el precio nacional queda en evidencia en la Figura 1 que grafica el comportamiento del precio de importación CIF (Cost, Insurance and Freight) y el precio doméstico removida la estacionalidad, ambos expresados en dólares. Durante el período analizado, compren-

dido entre enero de 1990 y diciembre de 2002, se puede observar que el precio CIF exhibió ciclos de baja y alza que se repitieron periódicamente, los cuales se transmitieron de manera evidente a los precios domésticos.

Dado que la leche importada y la leche nacional son bienes que se reemplazan en el consumo, la teoría económica señala que ambos productos exhiben efectos de sustitución y, consecuentemente, los precios internacional y doméstico se encuentran integrados. Engler y Nahuelhual (2003) determinaron que ambos precios se encuentran cointegrados y existe entre ellos una relación de largo plazo unidireccional positiva entre el precio CIF y el precio nacional. Esto implica que aumentos en el precio CIF causan aumentos en el precio nacional pagado a productor. Dicho estudio abordó un período de análisis de cinco años (1996 a 2001) y sus resultados indicaron que un 10% de cambio en el precio CIF se tradujo en un 3,7% de cambio en el precio nacional. Si bien en el trabajo referido se estimó la magnitud de la integración, no se analizó la duración del impacto del precio CIF y la tasa de cambio sobre el precio nacional.

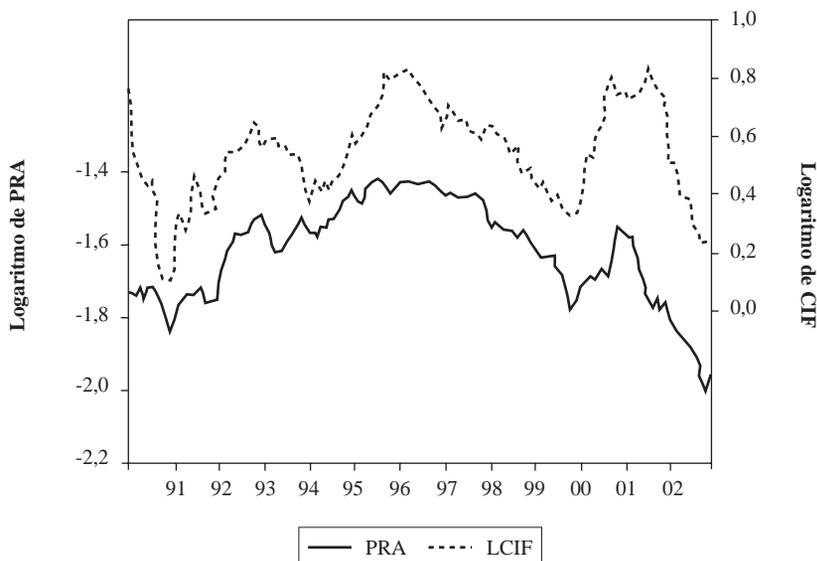


Figura 1. Comportamiento del precio internacional (CIF) y precio nacional pagado a productor (PRA) transformados a logaritmo natural y expresados en dólares, para el período enero 1990 a diciembre 2002.

Figure 1. Behavior of international (CIF) and domestic price (PRA) paid to producers transformed to natural logarithms and expressed in dollars, for the period January 1990 to December 2002.

El objetivo del presente estudio fue determinar la duración del efecto del precio de importación CIF y la tasa de cambio sobre el precio nacional, lo que permitió estimar el período de recuperación de los precios nacionales frente a cambios en el mercado internacional. Se buscó estimar si shocks al sistema de variables son permanentes o transitorios, y el tiempo de retorno a la relación de equilibrio de largo plazo. Para analizar lo anterior, se empleó la metodología de vector de corrección por el error (VCE) y dos de sus aplicaciones, que son las funciones de respuesta a impulsos y los perfiles de persistencia.

El análisis de cointegración en conjunto con las funciones de respuesta a impulsos ha sido ampliamente usado en el estudio de integración de mercados agropecuarios, y para verificar la existencia de la ley de un solo precio (Law of One Price). Entre estas aplicaciones se encuentran Goodwin y Schroeder (1991), quienes usaron análisis de cointegración para determinar los vínculos entre precios regionales en el mercado del ganado de carne. Goodwin (1993) condujo un análisis de cointegración multivariada para probar la ley de un solo precio en el mercado internacional de trigo. Alexander y Wyeth (1994) estudiaron relaciones de cointegración en el mercado del arroz en Indonesia, mientras que Ashe *et al.* (1999) exploraron la integración en el mercado mundial del salmón. Alavapati *et al.* (1997) investigaron el efecto de la tasa de cambio entre Canadá y EE.UU., el precio de la celulosa en EE.UU., y el uso doméstico de celulosa, sobre el precio de la pulpa en Canadá. Por otra parte, Vickner y Davies (2000) exploraron las relaciones de liderazgo de mercado entre las dos mayores firmas productoras de piñas en conserva de Estados Unidos.

El análisis de perfiles de persistencia es una aplicación mucho más reciente dentro del análisis de cointegración (Pesaran y Shin, 1996). Por lo mismo, no se encuentran muchos estudios relacionados a mercados agropecuarios. Una de estas aplicaciones se puede encontrar en el trabajo de González-Rivera y Helfand (2001).

La contribución de este artículo es la aplicación de la técnica de cointegración para determinar el

período de tiempo que demora el ajuste de precios de leche domésticos frente a cambios en el precio de importación de productos lácteos y la tasa de cambio, usando el análisis de funciones de respuesta a impulsos y perfiles de persistencia.

MATERIALES Y MÉTODOS

Variables y fuentes de datos

Las variables se seleccionaron en base al modelo estándar de comercio exterior para un país importador. Una descripción del mismo se puede encontrar en Alavapati *et al.* (1997). Las variables elegidas fueron el precio real de la leche pagado a productor en Chile (PR) medido en pesos por litro, el precio de importación en Chile (CIF) medido en dólares por tonelada, y la tasa de cambio (TC) expresada en pesos por dólar. Los datos se obtuvieron de la Oficina de Estudios y Políticas Agrarias (ODEPA) y del Banco Central de Chile. Los precios promedio pagados a productor para el país se obtuvieron de las series mensuales publicadas en el Boletín de la Leche editado por ODEPA (ODEPA, 2003a). El precio CIF se obtuvo de las bases de datos electrónicas de Comercio Exterior Silvoagropecuario de ODEPA (2003b). Éste fue estimado a partir del valor de importación CIF dividido por la cantidad de producto importado. Sólo se consideró el precio de las importaciones de leche en polvo entera y descremada por ser los productos más representativos dentro de las importaciones chilenas totales de lácteos. El precio CIF usado en el modelo se obtuvo como un promedio ponderado del precio de ambos productos. El tipo de cambio correspondió al valor del dólar observado promedio mensual publicado en el Boletín Mensual del Banco Central (Banco Central de Chile, 2003). El período de análisis comprendió series de tiempo mensuales desde enero de 1990 hasta diciembre del 2002, lo que generó un total de 156 observaciones.

Especificación del modelo

La metodología de vector de corrección por el error, que también se describe en la literatura como un vector de autorregresión cointegrado (CVAR), ha sido ampliamente usada para analizar interacciones entre variables dentro de un

sistema económico (Alexander y Wyeth, 1994; Naka y Tufte, 1997; González-Rivera y Helfand, 2001). El uso de esta metodología se ha hecho extensivo en el análisis económico de series de tiempo debido a que gran parte de las variables económicas exhiben un comportamiento no-estacionario. En un sistema determinado, si las variables incluidas son de carácter no-estacionario con igual grado de integración y existe una combinación lineal entre ellas que resulte en un residuo estacionario, se dice que las variables están cointegradas y por lo tanto, se puede concluir que siguen una tendencia de largo plazo común. Esta relación de cointegración se plasma en uno a o más vectores, los que capturan la relación de largo plazo entre las variables de un sistema (Enders, 1995).

Siguiendo a González-Rivera y Helfand (2001), existe un vector $P_t = (p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{nt})$ de dimensión $n \times 1$ que contiene n variables no-estacionarias integradas de orden 1 ó $I(1)$. En el presente estudio el vector es de dimensión 3×1 e incluye los logaritmos naturales del precio doméstico, el precio de importación y la tasa de cambio (LPR, LCIF y LTC, respectivamente).

Si las variables en P_t están cointegradas, de acuerdo al Teorema de representación de Granger (Engle y Granger, 1987), el modelo VCE queda especificado de acuerdo con la siguiente ecuación:

$$\Delta P_t = \mu_t + \Pi P_{t-1} + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \Gamma_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta P_{t-k+1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$(t = 1, \dots, T)$

donde $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$ y Δ es la primera diferencia de la variable P_t , μ_t representa la existencia de una tendencia lineal en las variables de P_t , y k es el número de rezagos utilizado en el modelo. El vector ε_t es el error de predicción en un período hacia el futuro.

El modelo en la ecuación (1) difiere de un modelo de vector autorregresivo (VAR) sólo por el término ΠP_{t-1} , el cual contiene información acerca de la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables contenidas en P_t . Las matrices Γ_k contienen los parámetros asociados a las primeras diferencias de las variables rezagadas y son

matrices de dimensión $n \times k$ y Π es la matriz asociada a los vectores de cointegración con un rango reducido r , donde r representa el número máximo de vectores de cointegración. Si en el término ΠP_{t-k} en la ecuación (1) el rango de Π es cero, significa que no existe ninguna combinación lineal entre las tendencias de las variables, y que el modelo equivale a un modelo de VAR (Enders, 1995).

Si el rango de la matriz Π es $0 < r < n$, habrá dos matrices α y β , cada una de dimensión $n \times r$ de tal manera que la matriz Π puede escribirse como $\Pi = \alpha \beta'$, donde α es una matriz de coeficientes y β es una matriz de vectores de cointegración. Descomponiendo Π en los términos α y β , se tiene lo siguiente:

$$\Pi P_{t-1} = \alpha \beta' P_{t-1} = \alpha Z_{t-1} \quad (2)$$

El término de corrección por el error, también conocido como desequilibrio de corto plazo, es $Z_{t-1} = \beta' P_{t-1}$ y α es la matriz de coeficientes de velocidad de ajuste.

Una de las aplicaciones de interés del modelo VCE es el análisis de las funciones de respuesta a impulso y perfiles de persistencia que explican la dinámica de ajuste de las variables cointegradas frente a shocks externos (Pesaran y Shin, 1996; Naka y Tufte, 1997; Pesaran y Pesaran, 1997). Para examinar las interacciones dinámicas de corto plazo entre el precio pagado a productor y las variables internacionales (precio CIF y tasa de cambio) se analizaron ambas aplicaciones.

El efecto de un shock en cada una de las variables del sistema en el corto plazo puede ser capturado a través de la evolución de ε_t . Siguiendo a Alavapati *et al.* (1997), la ecuación (1) puede ser reparametrizada para expresar las variables en sus niveles. Al invertir el sistema autorregresivo en esta ecuación se obtiene la siguiente representación de medias móviles:

$$P_t = \sum_{i=1}^k G(i) \varepsilon_{t-i} \quad (3)$$

donde $G(i)$ es una matriz de coeficientes de medias móviles derivada a partir de la ecuación (1). La ecuación (3) captura la evolución de cada una de las variables del sistema en función del proceso del error (residuo). El proceso ε_t representa los impactos actuales y futuros de un shock sobre todas las variables, asumiendo que no ocurren shocks posteriores y que el comportamiento de las variables evoluciona en forma natural.

La ecuación (3) permite construir las funciones de respuesta a impulso y los perfiles de persistencia. Mientras las funciones de respuesta a impulso capturan el impacto de un shock en el sistema en una variable específica, los perfiles de persistencia capturan el efecto de shocks amplios a todo el sistema (Pesaran y Shin, 1996). Estos perfiles permiten visualizar la rapidez de convergencia al equilibrio de la relación de largo plazo entre las variables representada por él o los vectores de cointegración (Pesaran y Pesaran, 1997).

La estimación del modelo VCE y el cálculo de las funciones de respuesta a impulso y los perfiles de persistencia se llevaron a cabo usando el software econométrico MICROFIT 4.1 para Windows (Pesaran y Pesaran, 1997).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Estacionalidad de las series de tiempo

Antes de proceder con el análisis de cointegración, se realizaron análisis exploratorios y empíricos del comportamiento estacional de las variables. Un primer análisis gráfico sirvió para establecer que el precio internacional presentó un comportamiento estacional poco evidente si se lo compara con el precio doméstico, que exhibe una estacionalidad clara y predominantemente determinística, la que responde fundamentalmente al ciclo invierno-verano. Para determinar más rigurosamente la naturaleza estacional de las variables, se implementó el test propuesto por Miron (1996). De acuerdo a este test, el grado de estacionalidad determinística puede establecerse a través de la magnitud del coeficiente de determinación de la siguiente regresión:

$$\Delta_1 P_t = \sum_{s=1}^S \delta_s D_{s,t} + \varepsilon_t$$

donde $\Delta_1 P_t$ es la tasa de crecimiento de la variable P_t , D representa un conjunto de variables dicotómicas estacionales para $s = 1, 2, 3, \dots, S$ las que toman valores 0 y 1, donde S es el número de períodos dentro de un año, y ε_t es un coeficiente de autorregresión (AR) o un proceso autorregresivo de medias móviles (ARMA). El valor de R^2 de esta regresión puede interpretarse como la cantidad de estacionalidad determinística que existe en la serie de tiempo.

Los resultados del test indicaron que el precio doméstico exhibe un comportamiento estacional mayoritariamente determinístico con un $R^2 = 0,68$. Por el contrario, las variables LCIF y LTC tuvieron un valor de R^2 cercano a cero, lo que sugiere el limitado comportamiento estacional determinístico de ambas series. Estos resultados, sin embargo, no descartan la posible presencia de estacionalidad estocástica, para lo cual se desestacionalizaron las variables aplicando filtros aditivos y multiplicativos que remueven los distintos componentes estacionales de una serie de tiempo. El análisis gráfico de las series originales del precio CIF y la tasa de cambio y sus equivalentes desestacionalizadas, permitió determinar que no existen componentes estocásticos visibles en estas variables.

En el caso del precio doméstico, podrían existir componentes estocásticos sobre todo en los últimos tres años. Sin embargo, en base a los resultados del test de Miron, la estacionalidad de esta variable se asumió determinística y, por ende, se usaron variables dicotómicas para modelarla.

Test de Dickey-Fuller Aumentado (DFA)

Antes de estimar el modelo VCE se aplicó el test DFA para determinar la presencia de raíces unitarias en el logaritmo de las variables.

De acuerdo a Pesaran y Pesaran (1997), el número de rezagos puede ser crucial en series finitas, y por lo mismo recomiendan estimar el test DFA con diferente número de rezagos. El Cuadro 1

presenta los resultados del test DFA para las tres variables, considerando la existencia de un intercepto y una tendencia lineal en el modelo. De acuerdo a estos resultados LPR fue no-estacionaria con un proceso de integración I(1) para un número igual o mayor a tres rezagos. LCIF y LTC fueron no-estacionarias para cualquier número de rezagos.

Es importante destacar que además de las raíces unitarias de largo plazo, es posible que existan raíces unitarias estacionales asociadas a series de tiempo que exhiben patrones cambiantes de estacionalidad a través del tiempo. En este caso, el análisis apropiado es el de cointegración estacional. Sin embargo, dada la naturaleza determinística de la estacionalidad del precio doméstico y la ausencia de patrones claros de estacionalidad en el precio de importación y la tasa de cambio, es improbable que estas variables puedan exhibir las mismas raíces unitarias estacionales, o equivalentemente, estar estacionalmente integradas en la misma frecuencia, lo cual es necesario para el análisis de cointegración estacional. Una explicación detallada de este procedimiento se encuentra en Hylleberg *et al.* (1990).

Cuadro 1. Resultados del test Dickey-Fuller aumentado (DFA) para cada variable, con un intercepto y una tendencia lineal.

Table 1. Results from Augmented Dickey-Fuller (DFA) test on each variable, with intercept and a linear trend.

Número de rezagos	Estadístico DFA ¹		
	LPR ²	LCIF ²	LTC ²
1	-4,41	-1,45	-1,87
2	-4,39	-1,59	-1,46
3	-3,36	-1,84	-1,54
4	-2,73	-2,32	-1,35
5	-2,39	-2,55	-0,96
6	-2,17	-2,58	-0,87

¹ Rechazar un proceso I(1) si el estadístico es menor que el valor crítico -3,44.

² LPR, LCIF, LTC: Logaritmo natural del precio doméstico, del precio CIF y de la tasa de cambio, respectivamente.

Número de rezagos en la especificación del modelo VCE

La estructura de rezagos del modelo VCE está estrechamente relacionada a la del modelo VAR (Vickner y Davies, 2000). Por ende, la selección del número apropiado de rezagos se hace para el sistema VAR y se mantiene en la estimación del modelo VCE.

La selección de los rezagos se realizó usando en forma combinada el criterio bayesiano de Schwarz (CBS), el criterio de información de Akaike (CIA) y el test de máxima verosimilitud. Como variables explicativas exógenas se incluyeron una variable de tendencia lineal, un intercepto y 11 variables dicotómicas estacionales para capturar la estacionalidad determinística del precio doméstico. Las pruebas de hipótesis descartaron la significancia de la variable de tendencia, el intercepto y algunas de las variables de estacionalidad. Aun cuando el intercepto no fue significativo, el comportamiento de las series hace pensar que puede existir un componente invariable en el tiempo que se traduce en una diferencia fija entre los precios, como lo sugieren Vickner y Davies (2000). Por lo mismo, en la especificación final del modelo se incluyó un intercepto, pero se removieron la variable de tendencia y las variables dicotómicas no significativas. Bajo esta especificación final, el criterio de información de Akaike reportó un óptimo de tres rezagos, mientras que el criterio de Schwarz seleccionó un número de dos rezagos. Por otra parte, el test de máxima verosimilitud rechazó un número superior a tres, como lo indican los resultados presentados en el Cuadro 2. En base a estos resultados se eligió un número de tres rezagos en la especificación final del modelo VCE.

Test de cointegración de Johansen

Las variables de tendencia y el intercepto en la definición del VAR se traducen en una variable de tendencia y una intersección dentro del o los vectores de cointegración que existan. Por lo mismo, la elección de intersecciones y tendencias en la especificación del VAR es muy importante al realizar el test de cointegración. Como señalan Vickner y Davies (2000), la variable de tendencia captura efectos no observables que varían en el

tiempo, mientras que el intercepto captura efectos no observables invariables en el tiempo, que se reflejarían, por ejemplo, en un componente de diferencia fija entre los precios a través del tiempo.

Cuadro 2. Resultados de los criterios de información Akaike (CIA), criterio bayesiano de Schwarz (CBS) y test de máxima verosimilitud para la determinación del número óptimo de rezagos en el modelo VAR y VCE ¹.

Table 2. Results from Akaike Information criterion, Schwarz Bayesian criterion and maximum likelihood ratio test for determining the optimal lag number in the VAR and VCE models ¹.

Número de rezagos	Estadístico CIA ²	Estadístico CBS ²	Estadístico de máxima verosimilitud ³
1	984,8	944,2	136,2 (P < 0,001)
2	1.022,9	968,7	57,1 (P = 0,014)
3	1.024,8	957,1	38,78 (P = 0,066)
4	1.023,9	942,6	25,2 (P = 0,119)
5	1.021,5	926,6	14,1 (P = 0,117)
6	1.020,9	912,5	-

¹ Sin intercepto o tendencia lineal, y seis variables dicotómicas de estacionalidad.

² El número óptimo de rezagos se elige maximizando el valor del estadístico.

³ P = probabilidad de rechazo del número de rezagos contra la alternativa, que en este caso son seis rezagos.

En la presente aplicación, el precio doméstico exhibe una tendencia creciente al igual que la tasa de cambio. Sin embargo, en el precio CIF el componente cíclico predomina sobre la tendencia. Este comportamiento en las variables es esperable debido a que el precio nacional ha estado sometido a la presión de un aumento explosivo en la oferta neta interna de leche durante los últimos 20 años. Por otra parte, la oferta de leche chilena en el mercado internacional es de limitada importancia y por lo mismo no afecta el precio internacional.

Como señalan Pesaran y Pesaran (1997), aun cuando las variables exhiban una tendencia en su comportamiento individual, esto no implica que exista una tendencia similar en su relación de cointegración. Por esta razón, en la estimación final del modelo no se consideró una variable de

tendencia. Con esta especificación, el test de cointegración de Johansen indicó la presencia de un vector de cointegración único. Los resultados se presentan en el Cuadro 3.

Cuadro 3. Resultados del test de cointegración de Johansen basado en el eigenvalor máximo.

Table 3. Johansen cointegration test results based on the maximum eigenvalue.

Hipótesis nula	Estadístico	Valor crítico al 95%	Valor crítico al 90%
No existe vector	22,75	21,12	19,02
Existe 1 vector o menos	5,73	14,88	12,98
Existen 2 vectores o menos	0,26	8,07	6,50

Imponiendo restricciones exactas de identificación, el vector de cointegración normalizado en LPR fue el siguiente:

$$PR = 0,60CIF + 0,63TC$$

$$(0,12) \quad (0,08)$$

Los errores estándar entre paréntesis indican que ambos coeficientes fueron altamente significativos. La relación representada en este vector confirma que el precio doméstico, el precio CIF y la tasa de cambio se mueven en la misma dirección para retornar al equilibrio frente a un shock externo al sistema. Estos resultados son consistentes con el modelo estándar de comercio internacional, donde un aumento de la oferta en el mercado internacional provoca un aumento en la oferta de exportaciones en el mercado de las importaciones-exportaciones. Para equilibrar el exceso de oferta en este mercado, el precio CIF disminuye, lo que en el mercado doméstico se traduce en una disminución del precio de la leche en moneda nacional. Por otra parte, una disminución en el precio del dólar (disminución de la tasa de cambio TC) causa una disminución en el precio doméstico. En este sentido, las pautas de pago y sus cambios a lo largo de este período han sido utilizados por la industria como un catalizador de los shocks internacionales al mercado interno.

De acuerdo a Weliwita y Govindasamy (1997), cuando las variables son transformadas a logaritmos, los coeficientes en el vector de cointegración pueden interpretarse como elasticidades. El signo positivo del coeficiente para la elasticidad precio interno de largo plazo con respecto a CIF indica que ambas variables se mueven en la misma dirección. Específicamente, el coeficiente indica que un 10% de variación en el precio CIF da lugar a un 6% de cambio en el precio nacional (con un intervalo de confianza al 95% de 3,6 a 8,4%). Bajo el mismo criterio, un 10% de variación en la tasa de cambio genera un 6,3% de cambio en el precio nacional (con un intervalo de confianza al 95% de 4,7 a 7,8%), indicando un alto grado de integración del precio de leche pagado a productor y las variables externas.

Velocidad de ajuste al equilibrio

Los resultados avalan la influencia del precio de importación de lácteos sobre el precio nacional, y surge la interrogante de la velocidad con que el precio doméstico se ajusta frente a cambios externos. Para dar respuesta a esta inquietud, se analizaron los coeficientes de velocidad de ajuste (contenidos en α en la ecuación 2), las funciones de respuesta a impulso y los perfiles de persistencia.

Los coeficientes de velocidad de ajuste indican la rapidez con que un sistema de variables cointegradas retorna al equilibrio de largo plazo (Weliwita y Govindasamy, 1997) después de ocurrido un impacto externo al sistema, y además permiten identificar qué variables son las que reaccionan para restaurar este equilibrio. Como lo indican los resultados del Cuadro 4, el coeficiente de velocidad de ajuste en la ecuación de LPR (-0,06) fue altamente significativo, lo que indica que frente a un desequilibrio es el precio doméstico el que cambia para ajustar el vector. El signo negativo indica que si CIF aumenta, el precio doméstico aumentará también para restablecer la relación lineal de equilibrio de largo plazo. Por el contrario, el coeficiente de la ecuación de LCIF es estadísticamente igual a cero, indicando que esta variable no se ajusta. Por ende, frente a shocks al sistema, el precio doméstico realiza todo el ajuste, lo que es consistente con el

comportamiento de mercados pequeños frente a cambios en los mercados internacionales. Por su parte, la tasa de cambio, como es de esperar, no se ajusta a movimientos de ninguno de los dos precios. El coeficiente de velocidad de ajuste en la ecuación de LPR (-0,06) sugiere que el ajuste del precio nacional es más bien lento, lo cual se analiza en mayor detalle a continuación.

Cuadro 4. Coeficientes de velocidad de ajuste para cada ecuación del sistema.

Table 4. Speed of adjustment coefficients for each equation in the system.

Ecuación	Coefficiente	Test de significancia del coeficiente (valor de P) ²
LPR ¹	-0,059	< 0,001
LCIF ¹	0,079	0,088
LTC ¹	0,001	0,93

¹ LPR, LCIF, LTC: Logaritmo natural del precio doméstico, del precio CIF y de la tasa de cambio, respectivamente.

² P: valor de probabilidad.

Perfiles de persistencia y funciones de respuesta a impulsos

La Figura 2 muestra los perfiles de persistencia originados a partir del modelo VCE que grafican la reacción del sistema en su conjunto frente a un shock externo que afecta a todas las variables por igual. En esta figura se puede observar que el vector de cointegración converge a su equilibrio en un período de aproximadamente 14 meses, a partir del segundo mes. Durante los primeros dos meses el shock inicial no es absorbido, lo que puede interpretarse como el lapso necesario para que cambios en el precio de importación CIF y la tasa de cambio se traspasen a los precios pagados a productor en Chile.

Cabe destacar que si bien el retorno completo al equilibrio del vector se alcanza en un período de 14 meses, gran parte del ajuste ocurre durante los primeros cinco meses. Como la Figura 2 lo indica, este ajuste ocurre en forma rápida y sostenida hasta el quinto mes, después del cual la rapidez del ajuste se vuelve considerablemente menor.

Por otra parte, cuando se analiza el comportamiento de las variables individuales frente a un

shock en CIF, se puede observar que el precio doméstico reacciona positivamente frente a cambios en el precio de importación CIF, mientras que CIF y TC mantienen su trayectoria inalterada. La trayectoria observada en el precio doméstico sugiere que el impacto de CIF es más bien permanente que transitorio.

La Figura 3 muestra la función de respuesta a impulsos para la ecuación de LCIF. Se puede apreciar que frente a un shock en la ecuación de LCIF, el precio doméstico comienza a ajustarse en forma lenta durante los tres primeros meses, para alcanzar un ajuste sostenido a partir del cuarto a quinto mes. Esta información se complementa con la evolución observada en el perfil de persistencia, que indica que el sistema como un todo comienza a ajustarse a partir del segundo mes. Esta información es consistente con la estructura de fijación de precios por parte de la industria. En Chile opera una pauta de pago que es ajustada por la industria de acuerdo a sus necesidades. Estos resultados permiten inferir que estas pautas se han constituido en un medio de ajuste de los shocks internacionales.

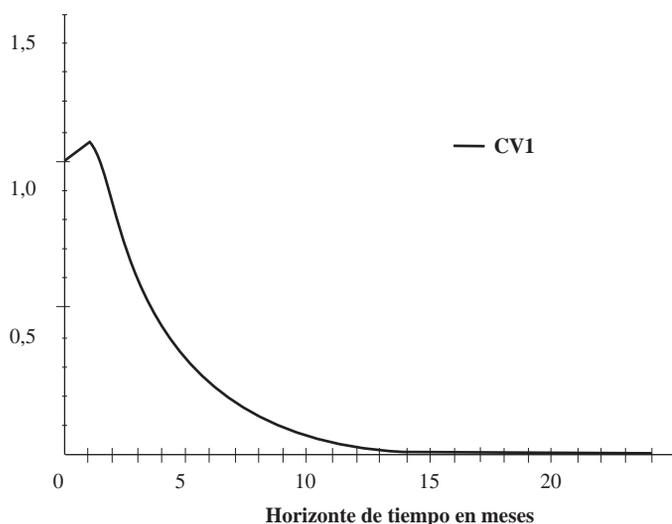


Figura 2. Perfil de persistencia del efecto de un shock sobre el vector de cointegración (CV1).
Figure 2. Persistence profile of the impact of a shock on the cointegrating vector (CV1).

El análisis de cointegración entre el mercado internacional y el mercado doméstico de productos lácteos es sin duda un área de investigación con implicancias potencialmente relevantes en la discusión de políticas de precio y protección y, por lo mismo, se hace necesario seguir explorando la capacidad que modelos y técnicas como las usadas en este estudio tienen para explicar el comportamiento de los precios agropecuarios nacionales.

Al respecto, cabe mencionar que el análisis de cointegración aplicado en este estudio, asume la existencia de una relación única y estable entre los precios. Específicamente, el análisis de corrección por el error asume un ajuste simétrico y lineal de las variables cointegradas hacia el equilibrio de largo plazo, supuesto que podría ser cuestionado frente a la evidencia de un ajuste asimétrico de los mismos. Asimetría en este contexto implica que es posible que los precios aumenten más rápidamente de lo que ellos disminuyen, y que las caídas en precios sean de carácter más permanente que las alzas. El análisis empírico de este tipo de relaciones entre precios constituye una extensión natural del presente estudio.

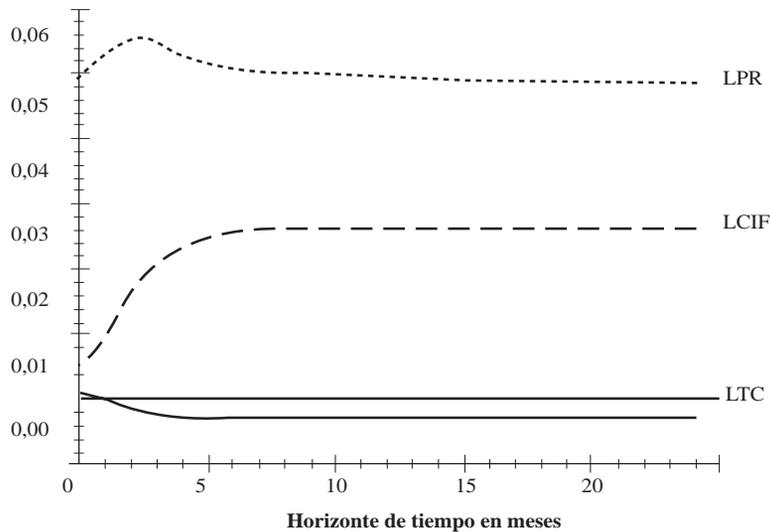


Figura 3. Respuesta a impulso generalizado de un shock en la ecuación de la variable LCIF sobre las variables en logaritmos del precio doméstico (LPR), precio CIF (LCIF) y tasa de cambio (LTC).

Figure 3. Generalized impulse response of a shock to LCIF variable equation on the logarithms of the variables for domestic price (LPR), CIF price (LCIF) and exchange rate (LTC).

CONCLUSIONES

En este trabajo se utilizó el análisis de cointegración y vector de corrección por el error para examinar la respuesta del precio nacional de leche pagado a productor frente a cambios en variables internacionales como el precio de importación CIF y la tasa de cambio. Los resultados sugieren que existe una relación de equilibrio en el largo plazo entre el precio nacional, el precio CIF y TC. Las variables internacionales tienen un efecto positivo sobre el precio nacional, de tal manera que si CIF y TC aumentan, también aumenta el precio doméstico, lo cual es consistente con el comportamiento observado en los precios durante el período de análisis.

Los coeficientes de elasticidad obtenidos indican que un 10% de cambio en CIF ocasiona un cambio significativo de un 6% en el precio nacional pagado a productor.

La magnitud de los coeficientes de velocidad de ajuste obtenidos sugiere que el precio doméstico responde en forma positiva frente a variaciones en el precio CIF. Por su parte, la significancia estadística de estos coeficientes ratifica que es el precio doméstico el que reacciona frente a cambios en el precio CIF, pero no viceversa.

Los perfiles de persistencia indicaron que frente a shocks externos al sistema, transcurren aproximadamente 14 meses para que las variables retornen a su equilibrio de largo plazo. Esto implica que si una condición externa afecta al sistema de precios en el presente, el efecto tendrá una repercusión por un período no menor a los 14 meses desde transcurrido el shock. A su vez, la trayectoria del perfil de persistencia sugiere que la mayor parte del impacto del shock es asimilado durante los primeros cinco a siete meses posteriores a su ocurrencia.

Estos resultados respaldan que el precio internacional tiene una influencia significativa en el sector lechero nacional y que el efecto tiene una duración prolongada si se considera el retorno completo al equilibrio.

RECONOCIMIENTOS

Las autoras agradecen la contribución del investigador de INIA, CRI Quilamapu Dr. Ernesto Jahn, quien dada su larga experiencia en el mercado de la leche en Chile, nos ha orientado en la interpretación y discusión de nuestros resultados.

LITERATURA CITADA

- Alavalabpati, J., W. Adamowicz, and M. Luckert. 1997. A cointegration analysis of the Canadian wood pulp prices. *Am. J. Agric. Econ.* 79:975-986.
- Alexander, C., and J. Wyeth. 1994. Cointegration and market integration: An application to the Indonesian rice market. *J. Dev. Stud.* 30:303-328.
- Ashe, F., H. Bremnes, and C. Wessels. 1999. Product aggregation, market integration, and relationships between prices: An application to world salmon markets. *Am. J. Agric. Econ.* 81:568-581.
- Banco Central de Chile. 2003. Boletín mensual julio 2003. Vol 76. Nº 887. Banco Central de Chile, Santiago, Chile.
- Enders, W. 1995. *Applied econometric time series*. Wiley series in probability and mathematical statistics. p. 88, 211-243. John Wiley & Sons, Inc., New York, USA.
- Engle, R., and C. Granger. 1987. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55:251-276.
- Engler, A., y L. Nahuelhual. 2003. Influencia del mercado internacional de lácteos sobre el precio nacional de la leche: Un análisis de cointegración. *Agric. Téc. (Chile)* 64:416-427.
- Gonzalez-Rivera, G., and S. Helfand. 2001. The extent, pattern, and degree of market integration: A multivariate approach for the Brazilian rice market. *Am. J. Agric. Econ.* 83:576-592.
- Goodwin, B. 1993. Multivariate cointegration tests and the law of one price in the international wheat markets. *Rev. Agric. Econ.* 14:117-124.
- _____ and T. Schroeder. 1991. Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets. *Am. J. Agric. Econ.* 73:452-464.
- Hylleberg, S., R. Engle, C. Granger, and B. Yoo. 1990. Seasonal integration and cointegration. *J. Econometrics* 44:215-238.
- Miron, J. 1996. *The economics of seasonal cycles*. M.I.T. Press, Cambridge, Massachusetts, USA.
- Naka, A., and D. Tufte. 1997. Examining impulse response functions in cointegrated systems. *Applied Econ.* 29:1593-1603.
- ODEPA. 2003a. Boletín de la Leche 2002. (Oficina de Estudios y Políticas Agrarias). Disponible en www.odepa.cl. Leído en marzo 2003.
- Oficina de Estudios y Políticas Agrarias, ODEPA. 2003b. Comercio Exterior Silvoagropecuario. Importaciones por Producto. (Oficina de Estudios y Políticas Agrarias). Disponible en www.odepa.cl. Leído en marzo 2003.
- Pesaran, M., and B. Pesaran. 1997. *Working with MICROFIT 4.0 Interactive Econometric Analysis*. 505 p. Oxford University Press, Burgess Hill, West Sussex, GB.
- _____ and Y. Shin. 1996. Cointegration and the speed of convergence to equilibrium. *J. Econometrics* 71:117-143.
- Vargas, G. 2001. Cambio estructural en el sector lechero chileno: potencial exportador y desafíos. *Ciencia e Investigación Agraria* 28:117-129.
- Vickner, S., and S. Davies. 2000. Estimating strategic price response in a product-differentiated oligopoly: the case of a domestic canned fruit industry. *Agribusiness* 16:125-140.
- Weliwita, A., and R. Govindasamy. 1997. Supply response in the Northeastern fresh tomato market: Cointegration and error correction analysis. *Agric. Res. Econ. Rev.* 26:247-255.