

INFLUENCIA DEL MERCADO INTERNACIONAL DE LÁCTEOS SOBRE EL PRECIO NACIONAL DE LA LECHE: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN¹

Impact of the international milk market on the domestic milk price: a cointegration analysis¹

Alejandra Engler P.^{2*} y Laura Nahuelhual M.³

ABSTRACT

In this study, cointegration analysis and vector error correction (VCE) model were applied to analyze the influence of the international milk market on the domestic milk prices paid to producers and milk reception by plants. The VCE model allows the identification of the long term relations among cointegrated variables and how fast the system adjusts to changes within the system. Two VCE specifications were estimated. The first included the variables average national price, national milk reception, CIF price, and exchange rate; the second specification included the variables X Region price, Metropolitan Region price, CIF price, and exchange rate. The results obtained indicated that confronted with disequilibrium, the national variables adjusted to return the long run equilibrium of the system. Concretely, the price paid to producers reacted to changes in CIF prices and reception reacted to changes in CIF and the exchange rate. On the other hand, no significant difference in price behavior in the X Region and the Metropolitan Region were observed with respect to changes in CIF price.

Key words: milk market, cointegration, international market, milk.

RESUMEN

En este estudio se aplicó análisis de cointegración y el modelo de vector de corrección de error (VCE) para analizar la influencia del mercado internacional de lácteos sobre el precio de leche pagado a productor y recepción de leche en plantas. El modelo VCE permite identificar las relaciones de largo plazo entre estas variables y determinar cómo y con qué rapidez las variables reaccionan a cambios dentro del sistema. Se estimaron dos especificaciones del modelo VCE. La primera incluyó las variables precio nacional promedio, recepción nacional de leche, precio CIF y tasa de cambio; la segunda especificación incluyó las variables precio X Región, precio Región Metropolitana, precio CIF y tasa de cambio. Los resultados obtenidos indicaron que frente a un desequilibrio, fueron las variables nacionales las que se ajustaron para retornar el sistema al equilibrio de largo plazo. Concretamente, el precio pagado a productor reaccionó ante cambios en los precios CIF y la recepción reaccionó a cambios en CIF y la tasa de cambio. Por otra parte, no se observaron diferencias significativas entre el comportamiento de los precios en la X Región y en la Región Metropolitana con respecto a cambios en los precios CIF.

Palabras clave: mercado de leche, cointegración, mercado internacional, leche.

¹ Recepción de originales: 03 de diciembre de 2002.

² Instituto de Investigaciones Agropecuarias, Centro Regional de Investigación Quilamapu, Casilla 426, Chillán, Chile.
E-mail: aengler@quilamapu.inia.cl *Autor para correspondencia.

³ Universidad Austral de Chile, Instituto de Economía Agraria, Casilla 7-D, Valdivia, Chile.

INTRODUCCIÓN

Durante la última década el sector lechero nacional ha experimentado un fuerte crecimiento producto de importantes avances tecnológicos. Este crecimiento ha estado acompañado de cambios en la estacionalidad de la producción, lo cual a su vez responde a incentivos en los precios pagados por

la industria y de un mejoramiento en la calidad de la leche, que ha situado a Chile al nivel de las exigencias de calidad de países desarrollados. Paradojalmente, este dinamismo se ha observado en períodos de alta inestabilidad en precios y, más aún, de caídas importantes en precios reales pagados a productor (Vargas, 2001), como se puede observar en la **Figura 1**.

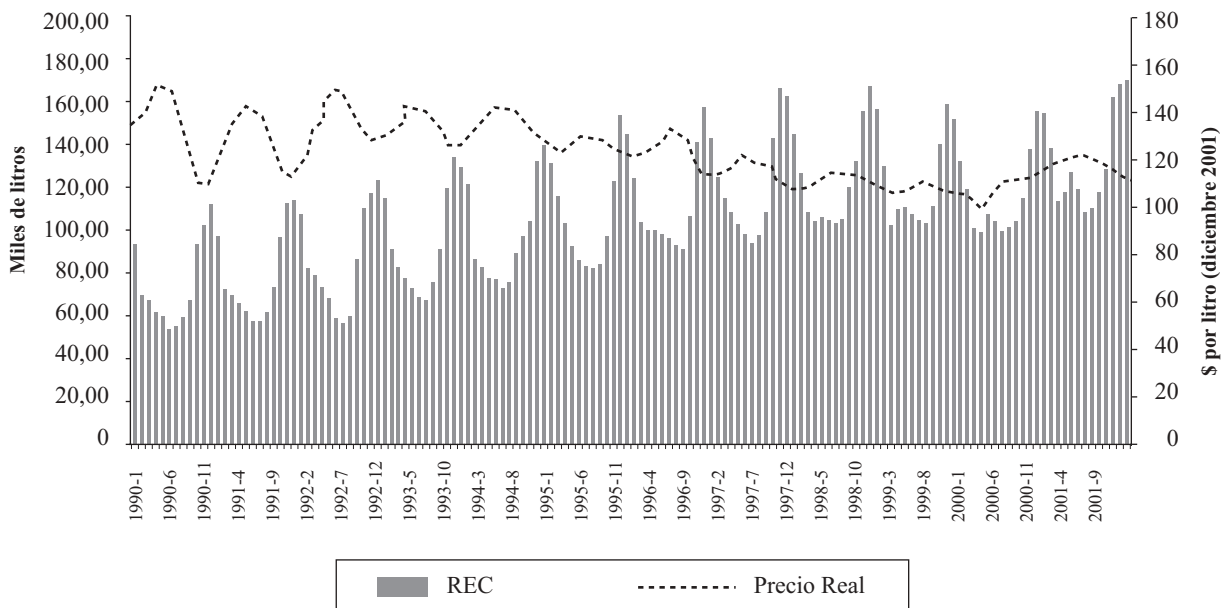


Figura 1. Recepción nacional de leche (REC) (miles litros) y precios pagados a productor (Precio Real) por litro en pesos de diciembre 2001.

Figure 1. National milk reception (REC) (thousand liters) and prices paid to producers (Real Price) per liter in Chilean pesos of December 2001.

Fuente: ODEPA, 2002.

Debido a estas tendencias en la dinámica de precios, la situación del sector lechero el año 2002 fue crítica, alcanzando los precios su nivel más bajo.

Las reglas de pago definidas por la industria establecen un precio base sobre el cual se aplican diversas bonificaciones y castigos, de acuerdo a características específicas de la leche entregada. Los atributos que más destacan dentro de estas reglas son la calidad higiénica y sanitaria, el contenido de grasa y proteína, el volumen entregado, y la estacionalidad de la entrega (Vargas, 2000). Muchos agricultores argumentan que estas reglas de pago incrementan el control que la industria ejerce sobre el precio.

A través de precios diferenciados para la leche plantilla y estacional se ha incentivado una disminución en la estacionalidad de la producción. Anrique (1999) reportó que esta relación ha alcanzado un promedio nacional de 2,05:1, lo cual se considera una estacionalidad baja o intermedia.

En este crítico escenario, la discusión por parte de los productores se ha centrado en dos aspectos: (i) apelar al gobierno para que otorgue medidas de protección contra las importaciones de lácteos, ya que el deterioro en los precios nacionales se atribuye a la tendencia de los precios internacionales fuertemente subsidiados, y (ii)

objetar la política de precios de la industria y, específicamente, acusar al sector industrial de ejercer poder monopsonico sobre los precios, y de falta de una orientación clara de largo plazo. Aun cuando el comportamiento de los precios puede ser el reflejo de ambas influencias, este estudio se enfoca al primero de estos aspectos.

Dado que la leche importada y la leche nacional son bienes sustitutos, la teoría económica indica que ambos bienes se relacionan a través de efectos de sustitución y, consecuentemente, los precios en ambos sectores están integrados. Dentro de este contexto, los objetivos de este estudio fueron (i) determinar la magnitud del efecto del precio de importación de leche y la tasa de cambio sobre el precio nacional pagado a productor y la recepción de leche, y (ii) explorar si el precio de importación y tasa de cambio tienen un efecto diferenciado sobre el precio en zonas del país con distinta estacionalidad y orientación de mercado.

Para explorar la naturaleza de la relación de cointegración entre ambos sectores se empleó la metodología de cointegración, cuyo objetivo es el análisis de relaciones de largo plazo entre variables económicas. Estas relaciones resultan de la tendencia que exhiben las variables a moverse juntas y a responder simultáneamente a cambios en el mercado. La relación de cointegración es

una relación lineal entre las variables, la cual se materializa en uno o a los más $k-1$ vectores o ecuaciones de cointegración, donde k es el número de variables incluidas en el análisis. El análisis de cointegración es, además, la técnica más apropiada para examinar series de tiempo que exhiben un comportamiento no-estacionario (Alavalapati *et al.*, 1997), y ha sido utilizada en diversos estudios con el objetivo de determinar integración espacial de mercados y poder monopólico sobre precios (Goodwin, 1992; Alavalapati *et al.*, 1997; Schroeder, 1997; Vickner y Davis, 2000). Sin embargo, se han realizado pocos estudios econométricos en Chile, por lo que se espera que sus resultados contribuirán significativamente a la discusión actual en torno al mercado de la leche.

Modelo económico y descripción de variables

Para analizar el efecto del mercado internacional sobre los precios pagados a productor se utilizó un modelo básico de comercio internacional para un país importador que se representa en la **Figura 2**. A pesar de un creciente aumento en el porcentaje de autoabastecimiento y en las exportaciones de lácteos, Chile es importador neto de lácteos, principalmente leche en polvo y queso, y en este contexto la referencia internacional relevante para los precios domésticos es el costo de importación o precio CIF.

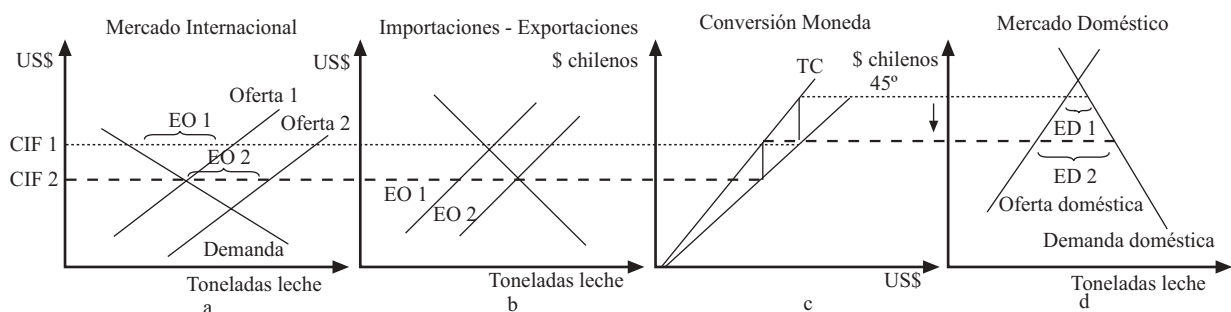


Figura 2. Modelo de comercio internacional para un país importador neto. a) Mercado internacional; b) Importaciones – Exportaciones; c) Conversión moneda; d) Mercado doméstico.

Figure 2. International trade model for a net importer country. a) International market; b) Import – Export; c) Exchange rate; d) Domestic market.

CIF = precio de importación; TC = tasa de cambio; EO = exceso de oferta; ED = exceso de demanda.

Fuente: Adaptado de Alavalapati *et al.*, 1997.

De acuerdo a este modelo, la oferta internacional de leche provoca cambios en el exceso de oferta mundial que trae como consecuencia cambios en el precio CIF. El precio CIF constituye de esta forma la referencia para el precio doméstico. La **Figura 2a** muestra como un aumento de la oferta en el mercado internacional, provoca un aumento en la oferta de exportaciones en el mercado de las importaciones-exportaciones (**Figura 2b**). Para equilibrar el exceso de oferta en este mercado el precio disminuye de CIF 1 a CIF 2. En el mercado doméstico (**Figura 2d**) esto se traduce en una disminución en el precio de la leche en moneda nacional. La **Figura 2c** realiza la conversión de dólares a pesos chilenos, donde la inclinación del rayo TC (tasa de cambio) está dada por el valor de la tasa de cambio. Consecuentemente, una disminución en el precio del dólar causa una disminución en el precio doméstico. Los incentivos que aplican algunos países a la producción o exportación de leche se ven reflejados en este esquema a través de una mayor oferta internacional, y por ende, una mayor oferta de exportaciones.

En este modelo la economía doméstica es una economía abierta y no existen distorsiones en el mercado interno que restrinjan el efecto del precio CIF sobre el precio a nivel nacional. De acuerdo a este modelo, en la medida que exista integración entre el mercado doméstico y el mercado internacional, cambios en el precio CIF y en el tipo de cambio debieran reflejarse en el precio pagado a productor.

Dentro del mercado interno, la oferta y demanda doméstica determinan el precio de equilibrio. Aumentos en la recepción nacional necesariamente provocan una disminución en el precio, así como aumentos en la demanda interna provocan aumentos en el precio.

Usando este modelo, representado en la **Figura 2**, las variables que se seleccionaron para analizar el impacto del mercado internacional sobre el precio nacional y recepción de leche que se definió como Modelo 1 fueron: *PR* = precio nominal promedio nacional pagado a productor; *REC* = recepción

nacional de leche; *CIF* = precio CIF promedio de importaciones de leche en polvo entera y descremada; y *TC* = tasa de cambio.

Como se indicó en los objetivos, también se analizó el impacto del mercado internacional en dos zonas del país con distinta estacionalidad y orientación de mercado. Este modelo se denominó Modelo 2. La hipótesis en este escenario fue que el precio en zonas con menor estacionalidad, tales como la Región Metropolitana y la VII Región (estacionalidad 1,32:1), y con una orientación hacia productos lácteos frescos, muestra una menor dependencia del mercado internacional que zonas con mayor estacionalidad tales como la X Región (estacionalidad 2,53:1). Las variables incluidas en este modelo fueron *PM* = precio nominal promedio pagado a productor en la Región Metropolitana y VII Región; *PX* = precio nominal promedio pagado a productor en la X Región; *CIF* = precio *CIF* promedio de importaciones de leche en polvo entera y descremada y *TC* = tasa de cambio.

Las series de tiempo se obtuvieron de la Oficina de Estudios y Políticas Agrarias (ODEPA) y del Banco Central de Chile. Los precios nominales promedios pagados a productor para el país y regiones y la recepción nacional de leche se obtuvieron de las series mensuales publicadas en el Boletín de la Leche editado por ODEPA (ODEPA, 2002). El precio CIF se obtuvo de las bases de datos electrónicas de Comercio Exterior Silvoagropecuario de ODEPA (2003) y correspondieron a series mensuales. Éste fue estimado a partir del valor de importación CIF dividido por la cantidad de producto importado. En este cálculo se incluyeron las importaciones de leche en polvo entera y descremada, que son los productos de mayor representación en las importaciones de lácteos. El precio CIF utilizado corresponde a un promedio ponderado del precio de ambos productos. El tipo de cambio correspondió al del dólar observado promedio mensual publicado en el Boletín Mensual del Banco Central (Banco Central de Chile, 2002). El período de análisis comprendió series de tiempo desde enero de 1996 hasta diciembre de 2001.

Desarrollo del modelo econométrico y resultados

Este estudio usó un modelo de vector de corrección de error (VCE), el cual explica el proceso que sigue un grupo de variables para corregir desequilibrios dentro de un sistema. A continuación se entregan las distintas etapas con los respectivos resultados del análisis de cointegración que se condujo usando los software econométricos Eviews 3.0 (1998) y MICROFIT 4.0. (Pesaran y Pesaran, 2002).

Test Dickey-Fuller aumentado (DFA)

Un requisito básico para realizar un análisis de cointegración es que las series de tiempo sean no-estacionarias y exhiban el mismo orden de integración. Una variable se define como no-estacionaria cuando no exhibe una tendencia a regresar a su media y además su varianza tiende a crecer en el tiempo. Este comportamiento se puede observar en la **Figura 1**, en las series de recepción nacional y precio real pagado a productor. Además del comportamiento cíclico debido a la propia estacionalidad de las variables, ninguna exhibe una tendencia a retornar a un valor medio.

Para determinar si las variables son no-estacionarias se usó el Test DFA, el cual consiste en determinar el impacto de valores pasados de la variable (rezagos) sobre su valor actual. El estadístico DFA se obtuvo de la regresión

autorregresiva con intercepto y tendencia estocástica que se presenta a continuación:

$$(1) \Delta X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_j \Delta X_{t-j} + v_t$$

donde X es el logaritmo natural de la variable original; $\Delta X (X - X_{t-1})$ es la primera diferencia de la variable en logaritmo; j es el número de rezagos; v_t el error, t representa tiempo; finalmente α_1 y β son los parámetros a estimar. El estadístico para el test DFA es el parámetro α_1 .

El uso de logaritmos es una práctica común cuando se analizan series de tiempo no-estacionarias, ya que permite disminuir la fluctuación de las variables y obtener series más homogéneas. Por esta razón todas las variables fueron transformadas a logaritmos naturales. Para realizar el test DFA, así como en la especificación general de los modelos, se seleccionó un número de cuatro rezagos usando los criterios de información Akaike y Schwartz (Enders, 1995). La hipótesis nula del test DFA fue que la variable X es no-estacionaria o contiene una raíz unitaria, lo cual implica que α_1 en la ecuación 1 es igual a cero (Enders, 1995; Gujarati, 1995). En el presente caso no se encontró evidencia para rechazar la hipótesis nula, concluyéndose que las seis variables incluidas en el estudio fueron no-estacionarias e $I(1)$ a un 95% de confianza. Los resultados del test DFA para cada variable y para su primera diferencia se presentan en el **Cuadro 1**.

Cuadro 1. Resultados del test Dickey - Fuller aumentado (DFA).

Table 1. Augmented Dickey - Fuller (DFA) test results.

| Variable | Estadístico DFA variable | Estadístico DFA Primera diferencia | Valor crítico 5% | Valor crítico 10% |
|----------|--------------------------|------------------------------------|------------------|-------------------|
| Ln(PR) | 0,208 | -4,264 | -1,945 | -1,618 |
| Ln(REC) | 0,425 | -4,229 | -1,945 | -1,618 |
| Ln(PM) | 0,289 | -3,666 | -1,945 | -1,618 |
| Ln(PX) | 0,176 | -4,614 | -1,945 | -1,618 |
| Ln(CIF) | -1,139 | -1,707 | -1,945 | -1,618 |
| Ln(TC) | 2,378 | -3,389 | -1,945 | -1,618 |

Ln: logaritmo natural; PR: precio nominal promedio nacional pagado a productor; REC: recepción nacional de leche; PM: precio nominal promedio pagado a productor en la Región Metropolitana y VII Región; PX: precio nominal promedio pagado a productor en la X Región; CIF: precio CIF promedio de importaciones de leche en polvo entera y descremada; y TC: tasa de cambio.

Test de cointegración de Johansen.

De acuerdo a Enders (1995), si las variables son no-estacionarias y presentan el mismo grado de integración, existe la posibilidad de

que exhiban una relación de equilibrio en el largo plazo, la cual se refleja en la existencia de uno o más vectores de cointegración. Para determinar la existencia de cointegración se

usó la técnica desarrollada por Johansen (1991). A través de este procedimiento es posible determinar el número de vectores o ecuaciones de cointegración para un grupo de variables, el cual está relacionado al rango de la matriz de parámetros obtenidos a partir de regresiones entre cada variable y sus propios

rezagos, y rezagos de las demás variables en el sistema. A través de este procedimiento también se obtiene la estructura de los vectores de cointegración existentes. Enders (1995) entregó una descripción detallada de esta técnica. Los resultados para ambos modelos se entregan en los Cuadros 2 y 3.

Cuadro 2. Resultados del test de cointegración para el Modelo 1.

Table 2. Cointegration test results for Model 1.

| Número de vectores de cointegración (r) | Estadístico ¹ | Valor crítico 95% |
|---|--------------------------|-------------------|
| r = 0 | 60,94 | 31,79 |
| r ≤ 1 | 25,49 | 25,42 |
| r ≤ 2 | 11,35 | 19,22 |
| r ≤ 3 | 4,96 | 12,39 |

¹ Basado en el test de rango.
r: rango de la matriz de coeficientes.

Estos resultados presumen que la relación de cointegración contiene un intercepto y exhibe una tendencia lineal entre las variables, lo cual sería consistente con la dinámica que se observa en la Figura 1. Para ambos modelos, el test DFA rechaza la hipótesis nula de que el rango de cointegración del sistema es cero (r = 0) al 5% de significancia. Además, rechaza la existencia de un único vector (r ≤ 1), lo cual lleva a aceptar la presencia de dos vectores de cointegración dentro del sistema. Como lo sugieren Weliwita y Govindasami (1997), mientras más estable es la relación entre las variables mayor será el número de vectores de

Cuadro 3. Resultados del test de cointegración para el Modelo 2.

Table 3. Cointegration test results for Model 2.

| Número de vectores de cointegración (r) | Estadístico ¹ | Valor crítico 95% |
|---|--------------------------|-------------------|
| r = 0 | 59,18 | 31,79 |
| r ≤ 1 | 32,76 | 25,42 |
| r ≤ 2 | 13,29 | 19,22 |
| r ≤ 3 | 9,32 | 12,39 |

¹ Basado en el test de rango.
r: rango de la matriz de coeficientes.

cointegración. Consecuentemente, la existencia de dos vectores de cointegración en cada uno de los modelos analizados sugiere que existe una fuerte relación de equilibrio de largo plazo entre las variables de cada modelo.

Modelo de vector de corrección de error (VCE)

En el modelo VCE cada variable en su primera diferencia se expresa como función lineal de valores pasados de sí misma (rezagos), valores pasados de las restantes variables del sistema, y del o los vectores de cointegración. La representación VCE de ambos modelos es la siguiente:

Modelo 1

$$(4a) \quad \Delta PR = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_{1i} \Delta PR_{t-i} + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_{1j} \Delta REC_{t-j} + \sum_{k=1}^{m-1} \chi_{1k} \Delta CIF_{t-k} + \sum_{l=1}^{m-1} \delta_{1l} \Delta TC_{t-l} + \phi_{11}(\epsilon_1) + \phi_{12}(\epsilon_2) + \eta_{1t}$$

$$(4b) \quad \Delta REC = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_{2i} \Delta PR_{t-i} + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_{2j} \Delta REC_{t-j} + \sum_{k=1}^{m-1} \chi_{2k} \Delta CIF_{t-k} + \sum_{l=1}^{m-1} \delta_{2l} \Delta TC_{t-l} + \phi_{21}(\epsilon_1) + \phi_{22}(\epsilon_2) + \eta_{2t}$$

$$(4c) \quad \Delta CIF = \alpha_{30} + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_{3i} \Delta PR_{t-i} + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_{3j} \Delta REC_{t-j} + \sum_{k=1}^{m-1} \chi_{3k} \Delta CIF_{t-k} + \sum_{l=1}^{m-1} \delta_{3l} \Delta TC_{t-l} + \phi_{31}(\epsilon_1) + \phi_{32}(\epsilon_2) + \eta_{3t}$$

$$(4d) \quad \Delta TC = \alpha_{40} + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_{4i} \Delta PR_{t-i} + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_{4j} \Delta REC_{t-j} + \sum_{k=1}^{m-1} \chi_{4k} \Delta CIF_{t-k} + \sum_{l=1}^{m-1} \delta_{4l} \Delta TC_{t-l} + \phi_{41}(\epsilon_1) + \phi_{42}(\epsilon_2) + \eta_{4t}$$

Modelo 2

$$(5a) \quad \Delta PM = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_{1i} \Delta PM_{t-i} + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_{1j} \Delta PX_{t-j} + \sum_{k=1}^{m-1} \chi_{1k} \Delta CIF_{t-k} + \sum_{l=1}^{m-1} \delta_{1l} \Delta TC_{t-l} + \varphi_{11}(\omega_1) + \varphi_{12}(\omega_2) + \eta_{1t}$$

$$(5b) \quad \Delta PX = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_{2i} \Delta PM_{t-i} + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_{2j} \Delta PX_{t-j} + \sum_{k=1}^{m-1} \chi_{2k} \Delta CIF_{t-k} + \sum_{l=1}^{m-1} \delta_{2l} \Delta TC_{t-l} + \varphi_{21}(\omega_1) + \varphi_{22}(\omega_2) + \eta_{2t}$$

$$(5c) \quad \Delta CIF = \alpha_{30} + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_{3i} \Delta TC_{t-i} + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_{3j} \Delta PX_{t-j} + \sum_{k=1}^{m-1} \chi_{3k} \Delta CIF_{t-k} + \sum_{l=1}^{m-1} \delta_{3l} \Delta TC_{t-l} + \varphi_{31}(\omega_1) + \varphi_{32}(\omega_2) + \eta_{3t}$$

$$(5d) \quad \Delta TC = \alpha_{40} + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_{4i} \Delta TC_{t-i} + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_{4j} \Delta PX_{t-j} + \sum_{k=1}^{m-1} \chi_{4k} \Delta CIF_{t-k} + \sum_{l=1}^{m-1} \delta_{4l} \Delta TC_{t-l} + \varphi_{41}(\omega_1) + \varphi_{42}(\omega_2) + \eta_{4t}$$

Ya que todas las variables fueron transformadas a logaritmos, las variables dependientes en ambos modelos representan la tasa o porcentaje de cambio de la variable; α , β , χ y δ son los parámetros a estimar y η es el error; m representa el número de rezagos de la propia variable y las demás variables del sistema (cuatro en ambos modelos). Los parámetros ϕ_{ij} y φ_{ij} se interpretan como coeficientes de velocidad de ajuste, los cuales capturan la rapidez con que las variables se ajustan hacia el equilibrio después de ocurrido un shock. Mientras más grande es el coeficiente, más rápida es la respuesta. Por otra parte, si en una ecuación el o los coeficientes de velocidad de ajuste son estadísticamente iguales a cero, la variable dependiente en esa ecuación no responde al desequilibrio. Los vectores de cointegración están representados por los términos ε_1 y ε_2 en cada ecuación del Modelo 1 y por los términos ω_1 y ω_2 en el Modelo 2. Los resultados de ambos modelos se entregan en los **Cuadros 4** y **5** respectivamente.

La relación de cada variable con sus propios valores pasados y rezagos de las demás variables es difícil de predecir. Para el Modelo 1, *a priori* se espera que $\alpha_{11} > 0$, lo cual sugiere que el precio actual tiene una relación directa con el precio del período inmediatamente anterior. Esta situación se esperaría también para REC (β_{21}), CIF (χ_{31}) y TC (δ_{41}). Los resultados obtenidos confirman este hecho, ya que los coeficientes del primer rezago ($t-1$) de la propia variable en cada ecuación

fueron significativos. También se pudo observar el efecto de valores pasados ($t-1$ y $t-3$) de PR sobre REC y viceversa. El signo negativo de estos coeficientes confirma el hecho que REC y PR se mueven en direcciones opuestas. Vale decir, existe una relación estadísticamente significativa y negativa entre PR y REC que puede ser explicada como una reacción de la industria en término de precios pagados a productor derivado de cambios en el nivel de recepción.

Los resultados del Modelo 2 que se presentan en el Cuadro 5 son consistentes con los del Modelo 1, y revelan algunos hechos importantes. Los valores actuales de las variables PX y PM se relacionan a los valores inmediatamente anteriores de sí mismas, como es el caso de PR en el Modelo 1. Sin embargo, mientras que PM depende positivamente de valores pasados de PX, PX no exhibe esta dependencia con respecto a PM. Esto sugiere algún grado de liderazgo de la X Región sobre la Región Metropolitana en término de precios. Al igual que PR, PX y PM dependen positivamente de valores pasados de CIF, pero no viceversa.

Resultados de los vectores o ecuaciones de cointegración

Los dos vectores de cointegración identificados para el Modelo 1 son los siguientes. La desviación estándar de los coeficientes estimados se indica en paréntesis.

Modelo 1

$$(2a) \varepsilon_1 = PR_{t-1} - 0,36CIF_{t-1} - 0,07TC_{t-1} - 0,002T$$

(0,038) (0,180) (0,0013)

$$(2b) \varepsilon_2 = REC_{t-1} - 0,37CIF_{t-1} + 1,44TC_{t-1} - 0,13T$$

(0,095) (0,428) (0,003)

donde :

T es la variable de tendencia; y ε_1 y ε_2 son residuos que se distribuyen $N(0, \sigma^2)$.

Los vectores de cointegración capturan la dinámica de largo plazo de las variables de sistemas, por lo tanto, los coeficientes de cada ecuación muestran la relación de equilibrio entre las variables. En equilibrio ε_1 y ε_2 son iguales a cero, y por lo tanto, los vectores normalizados también pueden expresarse como $PR_{t-1} = 0,36CIF_{t-1}$ y $REC_{t-1} = 0,37CIF_{t-1} - 1,44TC_{t-1} + 0,13T$, respectivamente, considerando solamente las variables significativas. Esta representación deja en claro

que, dentro del primer vector, PR se mueve en la misma dirección que CIF en el largo plazo, de tal manera que si CIF disminuye, PR también disminuirá. A su vez, caídas en el precio CIF, están asociadas al aumento de las importaciones. A diferencia de CIF, el efecto de la tasa de cambio no es relevante en el comportamiento de PR (el coeficiente de TC no es significativo en el primer vector).

El grado de integración entre PR y CIF está dado por el valor del coeficiente de CIF, que varía dentro del intervalo $[-0,436, -0,284]$ con un 95% de confianza. Ya que las variables están expresadas en logaritmo natural (excepto T), los coeficientes pueden interpretarse directamente como elasticidades (Weliwita y Govindasami, 1997). En este caso el coeficiente de CIF (0,36) indica que un 1% de cambio en el precio CIF genera un 0,36% de cambio en el precio nacional (elasticidad = $\% \Delta PR / \% \Delta CIF$).

Cuadro 4. Resultados vector de corrección de error (VCE) para el Modelo 1.
Table 4. Vector error correction (VCE) results for Model 1.

| Variable | Variable dependiente: cambio en el logaritmo natural | | | |
|-----------------|--|------------------|------------------|-----------------|
| | ΔPR | ΔREC | ΔCIF | ΔTC |
| Intercepto | 0,953 (1,294) | 21,29 (5,967) a | 6,27 (3,503) b | 0,904 (1,234) |
| θ_{i1} | -0,413 (0,107) a | -0,371 (0,495) | -0,468 (0,290) | 0,102 (0,899) |
| θ_{i2} | 0,0241 (0,035) | -0,737 (0,163) a | -0,165 (0,095) b | -0,046 (0,033) |
| PR | | | | |
| PR_{t-1} | 0,706 (0,116) a | -1,947 (0,534) a | 0,146 (0,314) | -0,110 (0,110) |
| PR_{t-2} | -0,035 (0,133) | 0,061 (0,614) | -0,168 (0,360) | -0,187 (0,127) |
| PR_{t-3} | 0,357 (0,130) a | -1,576 (0,600) a | -0,024 (0,352) | -0,148 (0,124) |
| REC | | | | |
| REC_{t-1} | -0,052 (0,028) b | 0,447 (0,129) a | -0,010 (0,076) | -0,020 (0,026) |
| REC_{t-2} | 0,015 (0,024) | 0,135 (0,112) | -0,008 (0,066) | 0,018 (0,023) |
| REC_{t-3} | -0,042 (0,024) b | -0,067(0,113) | 0,078 (0,066) | 0,008 (0,023) |
| CIF | | | | |
| CIF_{t-1} | -0,128 (0,097) | -0,646 (0,448) | -0,484 (0,263) b | 0,003 (0,092) |
| CIF_{t-2} | -0,036 (0,093) | -0,620 (0,433) | -0,145 (0,254) | 0,056 (0,089) |
| CIF_{t-3} | -0,067 (0,081) | -0,315 (0,377) | -0,001 (0,221) | 0,163 (0,078) a |
| TC | | | | |
| TC_{t-1} | 0,272 (0,128) a | -0,316 (0,590) | 0,544 (0,346) | 0,289 (0,122) a |
| TC_{t-2} | -0,190 (0,139) | 0,353 (0,645) | -0,706 (0,378) b | -0,145 (0,133) |
| TC_{t-3} | -0,174 (0,139) | 1,009 (0,641) | 0,091 (0,376) | -0,003 (0,132) |
| R^2 | 0,77 | 0,68 | 0,25 | 0,36 |
| DW ^c | 1,92 | 2,09 | 1,81 | 2,13 |

Desviación estándar entre paréntesis.

a: significancia al 5%; b: significancia al 10%; c: estadístico Durbin-Watson indica ausencia de autocorrelación; PR: precio real promedio nacional pagado a productor; REC: recepción nacional de leche; CIF: precio CIF promedio de importaciones de leche en polvo entera y descremada; TC: tasa de cambio.

Cuadro 5. Resultados vector de corrección de error (VCE) para el Modelo 2.
Table 5. Vector error correction (VCE) results for Model 2.

| Variable | Variable dependiente: cambio en el logaritmo natural | | | |
|-----------------|--|------------------|------------------|-----------------|
| | ΔPX | ΔPM | ΔCIF | ΔTC |
| Intercepto | 0,246 (0,648) | 1,710 (0,379) a | -0,509 (1,521) | -0,902(0,539) b |
| $\phi i1$ | -0,650 (0,102) a | -0,097 (0,059) | -0,270 (0,240) | 0,122 (0,085) |
| $\phi i2$ | 0,333 (0,172) b | -0,300 (0,101) a | 0,265 (0,403) | 0,118 (0,143) |
| PX | | | | |
| PX_{t-1} | 0,671 (0,127) a | 0,217 (0,074) a | 0,064 (0,298) | 0,022 (0,105) |
| PX_{t-2} | 0,071 (0,147) | -0,068 (0,086) | -0,010 (0,344) | -0,156 (0,122) |
| PX_{t-3} | 0,385 (0,144) a | 0,172 (0,084) a | -0,223 (0,338) | -0,064 (0,120) |
| PM | | | | |
| PM_{t-1} | 0,103 (0,222) | 0,324 (0,130) a | 0,106 (0,522) | -0,218 (0,185) |
| PM_{t-2} | 0,046 (0,241) | 0,071 (0,141) | 0,153 (0,565) | 0,105 (0,200) |
| PM_{t-3} | 0,171 (0,228) | -0,016 (0,133) | 0,900 (0,536) b | -0,155 (0,190) |
| CIF | | | | |
| CIF_{t-1} | -0,104 (0,090) | -0,191 (0,053) a | -0,127 (0,212) | 0,108 (0,075) |
| CIF_{t-2} | 0,036 (0,090) | -0,112 (0,053) a | 0,172 (0,212) | 0,153 (0,075) a |
| CIF_{t-3} | -0,003 (0,086) | -0,057 (0,053) | 0,274 (0,201) | 0,230 (0,072) a |
| TC | | | | |
| TC_{t-1} | 0,283 (0,147) b | 0,089 (0,085) | 0,665 (0,344) b | 0,302 (0,122) a |
| TC_{t-2} | -0,217 (0,162) | -0,103 (0,095) | -0,707 (0,381) b | -0,179 (0,135) |
| TC_{t-3} | -0,202 (0,163) | -0,231 (0,095) a | 0,084 (0,201) | 0,011 (0,143) |
| R ² | 0,76 | 0,69 | 0,24 | 0,35 |
| DW ^c | 1,99 | 1,86 | 1,75 | 2,22 |

Desviación estándar entre paréntesis.

a: significancia al 5%; b: significancia al 10%; c: estadístico Durbin-Watson indica ausencia de autocorrelación en regresiones para ΔPX y ΔPM y no permite una conclusión en regresiones para ΔCIF y ΔTC .

PM: precio nominal promedio pagado a productor en la Región Metropolitana y VII Región; PX: precio nominal promedio pagado a productor en la X Región; CIF: precio CIF promedio de importaciones de leche en polvo entera y descremada; TC: tasa de cambio.

El vector $REC_{t-1} = 0,37CIF_{t-1} - 1,44TC_{t-1} + 0,13T$ se puede interpretar como la integración entre la oferta nacional a nivel de productor y el mercado externo. El signo positivo del coeficiente de CIF sugiere que REC y precio CIF se han movido en la misma dirección en el largo plazo. Por el contrario, REC y TC se han movido en direcciones opuestas. Aumentos en el precio CIF provocan aumentos en la recepción nacional, resultado que era esperado. Por otra parte, aumentos en la tasa de cambio provocan una disminución en la recepción. Este resultado puede explicarse a través del impacto que provoca la TC en los costos de producción. Un aumento en TC tendría como resultado un aumento en los costos debido a una estructura altamente indexada por el precio del dólar. Este aumento en los costos de producción conlleva una contracción en la oferta, que sumado

a que los precios nacionales no reaccionan en el largo plazo ante cambios en TC, provoca una disminución en la recepción, que es lo que muestra este resultado. La magnitud de la integración o relación de largo plazo se muestra a través del intervalo de confianza que para CIF es [-0,559; -0,180] y para TC es [0,585; 2,29]. Ambos intervalos fueron estimados usando un nivel de confianza de 95%. A diferencia de PR, REC tiende a aumentar en el tiempo, lo cual está dado por el coeficiente positivo de T (0,13).

Los resultados del primer modelo son consistentes con el comportamiento del modelo económico de comercio internacional, mostrando una clara dependencia del precio nacional pagado a productor al precio CIF. A pesar de que la respuesta del precio interno al precio CIF no fue completa

(una respuesta completa significaría que un cambio en CIF provoca un cambio equivalente de la misma magnitud en el precio nacional), esta dependencia fue significativa, indicando una magnitud alta de integración entre el mercado nacional y el mercado internacional. Este resultado sugiere que medidas de protección frente a las importaciones subsidiadas de lácteos, a través de instrumentos que aumenten los precios de internación, tendrían un impacto positivo en los precios a productor en la medida que sean capaces de disminuir el impacto de las fluctuaciones en el precio CIF sobre el precio nacional.

El segundo objetivo de este estudio planteó la existencia de una integración diferencial entre el mercado externo y precios pagados a productor en zonas geográficas donde el destino de producción es diferente. Se espera que los precios en la Región Metropolitana muestren un menor grado de integración con el mercado externo, debido a que el destino de la producción en esta zona es básicamente hacia productos frescos, los cuales exhiben una menor sustitución con productos importados. Estas relaciones se resumen en los dos vectores de cointegración identificados para el Modelo 2, que se presentan a continuación.

Modelo 2

$$(3a) \omega_1 = PX_{t-1} - 0,33CIF_{t-1} - 0,24TC_{t-1} - 0,0009T$$

(0,042) (0,168) (0,001)

$$(3b) \omega_2 = PM_{t-1} - 0,34CIF_{t-1} + 0,06TC_{t-1} - 0,003T$$

(0,036) (0,147) (0,001)

donde:

T nuevamente es la variable de tendencia; y ω_1 y ω_2 son residuos que se distribuyen $N(0, \sigma^2)$.

Analizando ambos vectores, se puede apreciar que existe una integración positiva entre el precio CIF y los precios pagados en la Región Metropolitana y la X Región, de manera que los tres precios se mueven en la misma dirección en el largo plazo. Por otro lado, la TC no es significativa en ninguno de los vectores, confirmando los resultados obtenidos en el Modelo 1. Para analizar si existen diferencias significativas en el grado de integración entre CIF y PM versus

CIF y PX se construyeron y compararon los intervalos de confianza de ambos coeficientes CIF. Usando el método de Sidak (David Bowden. 2002. Colorado State University, USA. Comunicación personal) para estimación conjunta de intervalos y asumiendo un 95% de probabilidad conjunta, se obtuvo un intervalo de confianza para CIF en el primer vector comprendido entre [-0,426; -0,233] y entre [-0,422; -0,257] en el segundo vector. Ya que los intervalos de confianza se traslapan, se puede concluir que no existe una diferencia significativa en el grado de integración entre CIF y PM versus CIF y PX, al igual que para PR en el modelo anterior. Esta conclusión invalida la hipótesis de que en Chile existan dos mercados para la leche, donde la distinción entre ambos mercados sería el destino final de la producción de leche fluida. No existe diferencia entre la leche destinada a productos de consumo en fresco y productos de larga duración.

Coefficientes de velocidad de ajuste

Los coeficientes de velocidad de ajuste determinan la velocidad en que el equilibrio de largo plazo se restablece. Además indican qué variables son las que ajustan el sistema después de que ha ocurrido un shock. Los coeficientes de velocidad de ajuste del Modelo 1, ϕ_{i1} y ϕ_{i2} , se puede concluir que PR y REC ajustan sus propios vectores en el sentido de que si ocurre un desequilibrio dentro del primer vector, es PR la variable que se ajusta para retornar al equilibrio. Lo mismo ocurre en el caso del segundo vector y REC. Los coeficientes relevantes en este caso son significativos e iguales a -0,413 y -0,737, respectivamente. El signo negativo indica que, por ejemplo, si CIF incrementa (y por lo tanto los residuos se tornan negativos) PR o REC aumentarán para recobrar el equilibrio. Además se puede indicar que en el caso de PR existe una rápida respuesta al desequilibrio y aún más rápida en el caso de REC, lo que queda demostrado por la magnitud de ambos coeficientes. A pesar que esta información no puede indicar el tiempo requerido por la variable para ajustarse, da un indicador sobre este tiempo de espera. Si el coeficiente fuera igual a 1 indicaría que la variable responde inmediatamente (en este caso un mes). Si el coeficiente es 0,75 la reacción es más lenta.

Este resultado muestra además la dirección de causalidad de los cambios observados en el sistema, indicando claramente que las variables CIF y TC son exógenas, y que los precios y recepción a nivel nacional responden ante desequilibrios para restablecer la relación de largo plazo dada en los vectores de cointegración. Como se esperaba, PR y REC siguen los movimientos de CIF y TC, pero no viceversa. Esto lo demuestra el hecho de que los coeficientes de velocidad de ajuste en las ecuaciones de CIF y TC no son significativos, lo cual se espera que sea así y es consistente con la respuesta de un mercado pequeño como es el mercado chileno de leche. La estructura de los vectores explicada previamente y el comportamiento de los coeficientes de velocidad de ajuste conducen a la aceptación de la primera hipótesis planteada en este estudio, reafirmando la existencia de una integración en el corto plazo entre el precio pagado a productor en Chile y el mercado externo.

Los resultados de velocidad de ajuste para el Modelo 2 conducen a la misma conclusión anterior. Las variables PX y PM ajustan sus propios vectores de cointegración. La magnitud de los coeficientes, -0,650 y -0,3 respectivamente, indica que PX se ajusta a cambios en el mercado más rápidamente que PM, lo que a su vez sería consistente con el hecho de que PX lidera y PM sigue a los cambios en PX. Por otra parte, los coeficientes de CIF y TC no son significativos, lo que indica que son los precios nacionales los que cambian en respuesta a cambios en las variables internacionales para restablecer el equilibrio del sistema.

CONCLUSIONES

Los resultados del primer modelo permitieron concluir que en el largo plazo existe una integración entre el precio pagado a productor a nivel nacional y precio CIF. Esta integración implica que un cambio de 1% en el precio CIF es traspasado en un 0,37% a los precios pagados a productor. La recepción de leche por su parte está integrada directamente con los precios CIF y negativamente con la tasa de cambio. Los coeficientes de velocidad de ajuste indican que las variables precio a productor y recepción nacional son las variables que se ajustan para restablecer el equilibrio de largo plazo, de tal manera que si el precio CIF cambia, el precio y recepción nacional seguirán el cambio en CIF, pero no viceversa como es de esperar en un mercado pequeño como es el caso del mercado de lácteos en Chile.

El segundo modelo incluyó el precio en la X Región, precio en la Región Metropolitana, precio CIF y tasa de cambio. A partir de este modelo se concluyó que PX y PM tienen un grado de integración similar con CIF, fenómeno que puede explicarse a partir de la similitud en el sistema de pagos que mantiene la industria en ambas zonas.

Finalmente, se puede concluir que los resultados obtenidos en este estudio entregan evidencia preliminar que el mercado externo efectivamente influye el nivel de precios nacionales.

LITERATURA CITADA

- Alavalapati, J., W. Adamowicz, and M. Luckert. 1997. A cointegration analysis of the Canadian wood pulp prices. *Am. J. Agric. Econ.* 79:975-986.
- Anrique R. 1999. Caracterización del Chile lechero. p. 140-157. *In* Luis Latrille (ed.) *Producción Animal 1999*. Universidad Austral de Chile, Valdivia, Chile.
- Banco Central de Chile. 2002. Boletín Mensual Enero 2002. N° 887. Banco Central de Chile, Santiago, Chile.
- Dirven, M., y L. Ortega. 2001. El complejo productivo lácteo en Chile. p. 143-208. *In* Dirven, M. (comp.), *Apertura Económica y (des)encadenamientos productivos*. CEPAL, Santiago, Chile.
- Enders, W. 1995. *Applied econometric time series*. p. 88, 211-243. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics. John Wiley & Sons, United States of America.
- EvIEWS 3.0 User Guide. Quantitative Micro Software. 656 p. 2nd. ed. 1998. Program, code and manual are copyrighted and all rights are reserved by Quantitative Micro Software, USA.
- Goodwin, B. 1992. Multivariate cointegration tests and the law of one price in the international wheat markets. *Rev. Agric. Econ.* 14:117-124.
- Gujarati, D. 1995. *Basic econometrics*. p. 709-729. 3rd ed. McGraw-Hill, New York, USA.
- Johansen, S. 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica* 59:1551-1580.
- ODEPA. 2003. Oficina de Estudios y Políticas Agrarias. Boletín de la Leche 2002. Disponible en: www.odepa.cl. Leído el 30 de mayo, 2002.
- ODEPA. 2003. Oficina de Estudios y Políticas Agrarias. Comercio Exterior Silvoagropecuario. Importaciones por Producto. Disponible en: www.odepa.cl. Leído el 30 de mayo, 2002.
- Pesaran, M. Hashem and Bahram Pesaran, 2002. *Working with MICROFIT 4.0 Interactive Econometric Analysis*. 505 p. Oxford University Press, New York, USA.
- Schroeder, T. 1997. Fed cattle spatial transactions price relationship. *J. Agric. Appl. Econ.* 29:347-362.
- Vargas, G. 2000. Competitividad de la producción de leche en Chile. p. 317-386. *In* R. Anrique, L. Latrille, O. Balocchi, D. Alomar, V. Moreira, R. Smith, D. Pinochet y G. Vargas (eds.) *Competitividad de la producción lechera nacional*. Universidad Austral de Chile, Valdivia, Chile.
- 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. Davis. 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. Govindasami. 1997. Supply response in the Northeastern fresh tomato market: Cointegration and error correction analysis. *Agric. Res. Econ. Rev.* 26:247-255.