Ciencia e Investigación AGRARIA

Cien. Inv. Agr. 33(3): 247-256. 2006
www.rcia.puc.cl

ARTICULO DE INVESTIGACION

Respuesta del precio del trigo chileno a los cambios en el mercado internacional: Un análisis de cointegración

Alejandra Engler[1] y Laura Nahuelhual[2]

[1]Instituto de Investigaciones Agropecuarias, Quilamapu, Casilla 426, Chillán, Chile
[2]Instituto de Economía Agraria e Investigadora Núcleo Científico Milenio FORECOS, Universidad Austral de Chile, Casilla 567, Valdivia, Chile.

Abstract

A. Engler and L. Nahuelhual. 2006. Response of the Chilean wheat price to changes in international markets: a cointegration analysis. Cien. Inv. Agr. 33(3):247-256. Chile has historically been a net wheat importer and its domestic wheat price is strongly dependent on international markets, Argentine and the United States being the main suppliers. This paper analyzes the degree of integration between the Chilean, Argentinean and USA wheat markets, using a vector error correction (VEC) model. Binary variables addressed changes in the wheat import price band system that occurred in 2004 in order to test if the policy change altered the relationship between Chilean and world prices. The variables used were the Chilean wheat price paid to producers in Chile, the Argentinean FOB price, and the USA FOB prices for Soft and Hard Red Winter Nº 2 Golf wheats, for the period between January 1984 and April 2005. The results show strong price integration among the three countries, with USA prices leading the market system and Chilean prices significantly influenced by both USA and Argentinean prices. During this period, the Chilean price band had a positive impact in supporting the domestic price, increasing it by 1.4% on average. The effect of the price variations registered in the price band system in 2004 was not statistically significant.

Key words: Cointegration, price bands, *Triticum*, wheat price, vector error correction.

Introducción

Chile ha sido históricamente importador neto de trigo, adquiriendo en mercados externos un 15% de sus requerimientos en los últimos cinco años. Los principales mercados proveedores son Argentina y EUA, que para el mismo periodo, han aportado en promedio 22 y 39% de los embarques, respectivamente. La condición de país importador y el tamaño del mercado chileno, exponen el precio pagado en Chile a las fluctuaciones del mercado internacional. Con el propósito de reducir la volatilidad en los precios de trigo y disminuir la incertidumbre del negocio, a partir de 1977 y con modificaciones en 1984, se implementó el sistema de banda de precios.

Morales y Foster (2004) realizaron un estudio de oferta y demanda de trigo para determinar el impacto de la eliminación de esta banda sobre la demanda de la industria molinera. Estos autores concluyeron que para el periodo 1984-2000 la existencia de la banda significó un aumento del 18,7% en el precio del trigo. Su eliminación habría implicado un aumento del 8,2% en la demanda de trigo por parte de la industria molinera chilena. Venturelli (2003) analizó el efecto de la banda sobre las transferencias entre los diferentes eslabones de la cadena de comercialización, determinando que la banda de precios actuó como mecanismo de protección. Respecto al impacto de la banda de precios sobre las transferencias, el mismo autor concluyó que los hogares de menores recursos han sido los más perjudicados con la banda de precios, mientras que el gobierno y los grandes agricultores los más beneficiados.

Recibido 11 de abril 2006; Aceptado 29 de septiembre 2006.
[1] Dirigir correspondencia a A. Engler: aengler@inia.cl.

Los estudios mencionados se han centrado en estimar el impacto sobre variables específicas, transferencias de excedentes e impacto sobre la demanda de trigo. Sin embargo, no han profundizado en la dinámica que existe entre los diferentes mercados que interactúan con el precio doméstico del trigo en Chile. Identificar las fuerzas que lideran el mercado regional de trigo y comprender la dinámica en el corto y largo plazo, permitiría predecir las futuras fluctuaciones de precios, apoyar el diseño de políticas agrícolas, y las decisiones de actores privados que integran la cadena del trigo.

La Figura 1 muestra el comportamiento del precio doméstico del trigo chileno y de los precios FOB (Free on Board) de trigo pan de Argentina y el trigo Hard Red Winter Nr. 2 del Golfo, EUA, entre enero de 1984 y abril de 2005. Argentina y EUA son los mercados de referencia para Chile en el establecimiento de la banda de precios. En la Figura 1 se puede apreciar el comportamiento cíclico de los precios, la cual es muy similar en los tres países. Igualmente se observa la asimetría de la brecha entre el precio doméstico y los precios internacionales en períodos de alza versus periodos de baja. Cuando los precios están en aumento la brecha disminuye, mientras que cuando los precios bajan la brecha entre ellos se acentúa. Morales y Foster (2004) señalaron que, entre 1984 y 2000, la banda actuó para aplicar más derechos que rebajas arancelarias, y esto coincidió con la brecha más amplia observada en periodos de baja (Figura 1).

En Chile, el sistema de banda de precios funciona desde 1977, pero ha sido modificado en varias ocasiones. Entre 1979 y 1983 dejó de operar y reinstituyéndose en 1984 (Quiroz, 1992). Desde 1984 y hasta fines de 2003, el precio piso y el precio techo se estimaron anualmente de acuerdo con el promedio de los últimos 60 precios del trigo Hard Red Winter. Estas 60 observaciones se ordenan de menor a mayor, descartando los 15 precios menores y los 15 mayores. El valor mínimo resultante constituyó el piso de la banda y el valor máximo representó el techo de la banda. En función de lo anterior se determinan rebajas arancelarias (precio internacional sobre el precio techo) o derechos específicos (precio internacional bajo el precio piso) de modo que los precios de importación se ubiquen dentro de la banda de

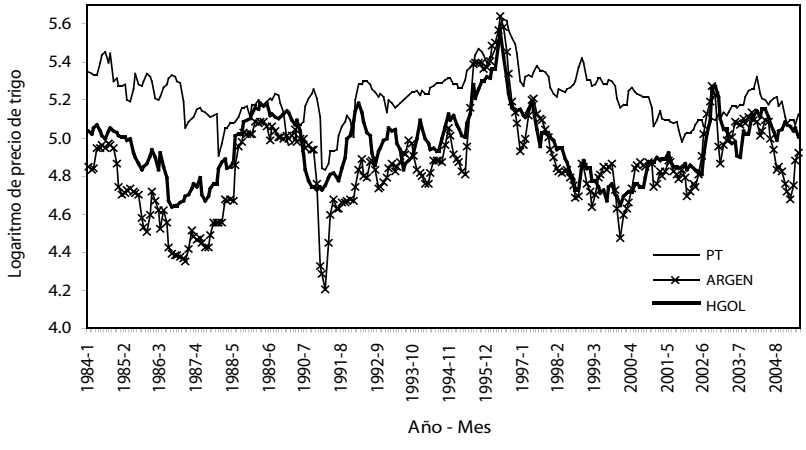

Figura 1. Precio del trigo chileno (PT), precio FOB del trigo pan de Argentina (ARGEN) y precio FOB del trigo Hard Red Winter Nr. 2 (HGOL), expresados en dólares de EUA y transformados a logaritmo natural.

Figure 1*. Chilean wheat price (PT), Argentinean FOB wheat price (ARGEN), and Hard Red Winter Nr. 2 FOB wheat price (HGOL), expressed in dollars and transformed to natural logarithm.*

precios. Por lo tanto, la banda estimada a valores FOB se transforma a costo de importación CIF (Cost, Insurance, and Freight) (Venturelli, 2003).

En atención a la queja interpuesta por Argentina ante la Organización Mundial de Comercio, esta banda de precios se modificó nuevamente en 2003, entrando en vigencia el 16 de diciembre de 2003. A diferencia del sistema anterior, actualmente la referencia para la fijación de la banda es el precio FOB en reemplazo del costo de importación y el precio de referencia es el precio del trigo pan de Argentina en el primer semestre y el precio del trigo Soft Red Winter, EUA, en el segundo semestre de cada año.

En este contexto, los objetivos de este estudio fueron 1. Analizar el grado de integración del mercado regional (EUA, Argentina y Chile); 2. Estimar el impacto de la banda de precios sobre el precio pagado a productor; y 3. Estimar el efecto del cambio en el sistema de banda ocurrido a fines de 2003 sobre el precio doméstico.

Materiales y métodos

La metodología utilizada fue el modelo de vector de corrección de error (VCE), usado ampliamente en estudios de integración y eficiencia de mercados, de verificación de la ley de un solo precio y de liderazgo de mercado (Alavalapalati *et al*., 1997; Vickner y Davis, 2000).

Prueba de Causalidad de Granger

Con el propósito de identificar la interacción entre el mercado chileno y los mercados de referencia, se realizó la prueba de causalidad de Granger (Enders, 1995) entre los precios de trigo pagado en Chile, el precio FOB de Argentina, de los precios del trigos Hard Red Winter y Soft Red Winter de EUA. Todas las variables fueron transformadas a logaritmo natural previo a realizar estos análisis. La prueba de causalidad de Granger permitió estimar causalidad entre pares de diferentes variables. De este modo se evaluó si los rezagos de la primera variable estuvieron presentes y si fueron significativos en la ecuación de la segunda variable y viceversa. Para las variables *y z*, la ecuación 1 representó el sistema de ecuaciones propuesto por Granger:

(1)

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{10} \\ A_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11}(L) A_{12}(L) \\ A_{21}(L) A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

donde A_{ij} representó los coeficientes de cada variable rezagada de y z, A_{10} y A_{20} fueron el intercepto de cada ecuación y L fue el operador de rezago, con L= 1 a k donde k fue el número de rezagos utilizados. Finalmente, e_{1t} y e_{2t} fueron los términos de error. Si y solo si $A_{22}(1) = A_{22}(2) = ... = A_{22}(k) = 0$, se pudo decir que no existió causalidad de la variable y a la z (Enders, 1995).

Modelo de vector de corrección de error (VCE)

El modelo VCE se considera apropiado para series de tiempo no-estacionarias con una tendencia común en el largo plazo. Esto implica que si bien en el corto plazo las variables pueden exhibir dinámicas propias, en el largo plazo ellas tienden a moverse juntas. La aplicación de modelos VCE ha sido relevante en estudios de integración y liderazgo de mercados (Vickner y Davis, 2000; González-Rivera y Helfand, 2001; Thompon *et al*., 2002; Sephton, 2003). En Chile, aplicaciones al mercado de la leche se pueden encontrar en Engler y Nahuelhual (2003) y Nahuelhual y Engler (2004). En este caso el modelo se aplicó para analizar el liderazgo en el mercado de trigo.

En la especificación tradicional de un modelo VCE, un vector $P_t = (p_{1t}, p_{2t}, ..., p_{nt})$ (que en este caso correspondió a un vector de precios de trigo) de dimensión $n \times 1$ que contiene n variables no-estacionarias integradas de orden 1 ó I (1), se representó a través del siguiente conjunto de ecuaciones:

(2)

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

(t = 1,...,T)

donde $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$ y Δ fue la primera diferencia de la variable P, μ_t fue la tendencia lineal que siguieron las variables en P_t, y k fue

el número de rezagos utilizados en el modelo. El vector ε_t fue el error de predicción en un período hacia el futuro. La matriz ΠP_{t-1} se asoció a los vectores de cointegración y contiene información acerca de la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables contenidas en P_t y puede ser desagregada de la siguiente forma:
(3)

$$\Pi P_{t-1} = \alpha\beta' P_{t-1} = \alpha Z_{t-1}$$

donde las matrices α y β tuvieron dimensión $n \times r$ de tal manera que la matriz Π se pudo escribir como $\Pi = \alpha\beta'$. La matriz α contiene los coeficientes de velocidad de ajuste que indican la rapidez con que las variables de P_t retornan al equilibrio de largo plazo, mientras que β fue una matriz de vectores de cointegración. El rango de la matriz Π fue *r*, donde *r* representó el número máximo de vectores de cointegración.

Estacionalidad del precio doméstico de trigo
De acuerdo a Ghysels *et al*. (1993) y Canova y Hansen (1995), la forma de modelar la estacionalidad puede alterar los resultados de las estimaciones en modelos de cointegración. Varios autores sugieren incorporar la estacionalidad en forma explícita en los modelos VCE, debido a que el ajuste estacional a través de filtros puede distorsionar las propiedades de las series de tiempo (Ghysels *et al*., 1993; Canova y Hansen, 1995; Franses, 1996; Ghysels y Osborn, 2001). De acuerdo con Franses y McAleer (1998), a pesar de que el tratamiento de la estacionalidad es aún tema de debate, se reconoce que modelos que usan series de tiempo ajustadas por estacionalidad generan resultados diferentes a modelos que usan series sin desestacionalizar.

En el caso del mercado doméstico del trigo chileno, la estacionalidad está dada fundamentalmente por la época de cosecha donde se produce la mayor oferta de grano (de diciembre a marzo). Por lo tanto los precios disminuyen. Por esta razón se asumió una estacionalidad determinística y para modelarla se incluyó la variable binaria S que tomó el valor 1 para los meses de diciembre a marzo y 0 el resto del año. De acuerdo a Ghysels y Osborn (2001) el tratamiento de la estacionalidad determinística a través de variables dicotómicas es una práctica común y que se justifica cuando las desviaciones de la media de la estacionalidad tienen una varianza constante.

Banda de precios y cambio de mecanismo de la banda
Para incluir el efecto de la banda sobre el precio doméstico del trigo chileno se construyó una variable dicotómica (BAN). La variable tomó el valor 1 durante los meses en que se aplicaron rebajas arancelarias (precio de importación sobre el precio techo) o derechos específicos (precio de importación bajo el precio piso) y el valor 0 cuando no se aplicó la banda.

Para capturar el impacto del cambio en el mecanismo de la banda ocurrido en diciembre de 2003 se incluyó la variable dicotómica CB. Esta fue igual a 1 desde enero de 2004 y 0 para todas las observaciones anteriores a dicha fecha. En estricto rigor la fecha de inicio de la nueva banda fue el 16 de diciembre de 2003, por lo cual se optó por considerar enero de 2004 como el momento de inicio del nuevo sistema.

Variables y fuente de datos
Las series de tiempo usadas fueron: PT, logaritmo natural del precio doméstico de trigo; HGOL, logaritmo natural del precio FOB del trigo Hard Red Winter Nr. 2; SGOL, logaritmo natural del precio FOB del trigo Soft Red Winter Nr. 2, y ARGEN, logaritmo natural del precio FOB del trigo pan de Argentina. El precio doméstico correspondió al precio nominal en pesos chilenos (ODEPA, 2005), transformado a dólares de EUA de acuerdo con valor del dólar observado (Banco Central de Chile, 2005). Los precios FOB de Argentina, del trigo Soft y el Hard Red Winter correspondieron a las series nominales de precios expresadas en dólares de EUA de cada año obtenidas de las bases de ODEPA (ODEPA, 2005). El Cuadro 1 presenta una descripción de las variables utilizadas en este estudio. El periodo de análisis comprendió observaciones mensuales entre enero de 1984, año en que entró en vigencia la política de banda de precios utilizada hasta diciembre de 2003, y abril de 2005, lo que generó un total de 256 observaciones.

Cuadro 1. Descripción de las variables empleadas en este trabajo.
Table 1. *Description of the variables used in this study.*

Variable	Descripción de la variable	Unidad de medida
PT	Logaritmo natural del precio de trigo pagado en Chile.	Precio en dólares de EUA por tonelada.
HGOL	Logaritmo natural del precio de trigo Hard Red Winter Nr. 2 de EUA.	Precio en dólares de EUA por tonelada.
ARGEN	Logaritmo natural del precio de trigo pan de Argentina.	Precio en dólares de EUA por tonelada.
SGOL	Logaritmo natural del precio de trigo Soft Red Winter Nr. 2 de EUA.	Precio en dólares de EUA por tonelada.
S	Variable binaria para estacionalidad.	0 = abril a noviembre y 1 = diciembre a marzo.
BAN	Variable binaria para banda de precios de trigo.	0 = sin aplicación de rebajas ni aranceles. 1 = con aplicación de rebajas o aranceles.
CB	Variable binaria para cambio en banda de precios de trigo.	0 = enero de 1984 a diciembre de 2003 y 1= enero de 2004 a abril 2005.

Resultados y discusión

Prueba de causalidad de Granger

De acuerdo con los resultados de la prueba de Granger, variaciones en el precio del trigo Soft causaron variaciones en el precio del trigo Hard en EUA (Cuadro 2). Por otra parte, existió una causalidad directa entre el precio de trigo Hard y el precio del trigo en Argentina y Chile. En ambos casos, la probabilidad de aceptación de la prueba fue 1%. Por el contrario, el precio de trigo Soft tuvo menor influencia sobre los precios del trigo chileno y argentino, ya que los valores de probabilidad de aceptación fueron 5 y 9%, respectivamente. Esto implicó que el precio de referencia más relevante para el mercado Latinoamericano fue el precio del trigo Hard en EUA. Por esta razón, se decidió excluir del modelo VCE el precio del trigo Soft. Con una alta probabilidad (< 1%), el precio del trigo de Argentina tuvo un efecto directo sobre el precio del trigo en Chile (Cuadro 2). Estos resultados fueron confirmados con los parámetros del modelo VCE, específicamente los coeficientes de velocidad de ajuste.

Estimación de vector de corrección de error (VCE)

Para determinar el carácter no-estacionario y demostrar el mismo grado de integración de las series, requisito fundamental para aplicar el modelo VCE (Enders, 1995), se aplicó la prueba de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) a cada una de las variables, en ausencia de tendencia lineal e intercepto (Cuadro 3). Las tres series de precios exhibieron una raíz unitaria y tuvieron un grado de integración I (1), siendo posible aplicar el modelo VCE. Para determinar el número óptimo de rezagos del modelo se utilizaron los criterios bayesiano de Schwarz (CBS), de información de Akaike (CIA) y prueba de máxima verosimilitud, incluyendo la

Cuadro 2. Resultados de la prueba de causalidad de Granger usando dos rezagos.
Table 2*. Results from Granger causality test using two lags.*

Hipótesis nula[1]	Estadístico F	p ($F>F_{crítico}$)
SGOL no causa a HGOL	3,3	0,03
HGOL no causa a SGOL	0,7	0,51
SGOL no causa a ARGEN	2,3	0,09
ARGEN no causa a SGOL	0,8	0,44
SGOL no causa a PT	2,9	0,05
PT no causa a SGOL	0,0004	0,99
HGOL no causa a ARGEN	4,3	0,01
ARGEN no causa a HGOL	1,6	0,20
HGOL no causa a PT	3,3	0,03
PT no causa a HGOL	0,06	0,93
ARGEN no causa a PT	8,4	<0,01
PT no causa a ARGEN	2,8	0,06

[1] PT= logaritmo natural del precio doméstico; HGOL= logaritmo natural de precio FOB del trigo Hard Red Winter Nr. 2; SGOL= logaritmo natural del precio FOB del trigo Soft Red Winter Nr. 2; ARGEN= logaritmo natural del precio FOB del trigo pan de Argentina.
PT= natural logarithmic of domestic wheat price; HGOL= natural logarithmic of FOB price of Hard Red Winter Nr. 2; SGOL= natural logarithmic of FOB price of Soft Red Winter Nr. 2; ARGEN= natural logarithmic of FOB price of Argentinean wheat price.

Cuadro 3. Resultados de la prueba Dickey-Fuller aumentado para cada variable, sin intercepto ni tendencia lineal.
Table 3. *Results from the Augmented Dickey-Fuller test on each variable, without intercept or linear trend.*

Variables[1]	Prueba de Dickey-Fuller aumentado	
	Variable en nivel[2]	Variable en primera diferencia[3]
PT	-0,14	-9,09
HGOL	-0,11	-8,27
ARGEN	-0,03	-9,40

[1] PT= logaritmo natural del precio doméstico; HGOL= logaritmo natural de precio FOB del trigo Hard Red Winter Nr. 2; SGOL= logaritmo natural del precio FOB del trigo Soft Red Winter Nr. 2; ARGEN= logaritmo natural del precio FOB del trigo pan de Argentina.
[2] Rechaza la hipótesis que la variable en nivel presenta raíz unitaria con un valor crítico de -2,57 al 1%.
[3] Rechaza la hipótesis que la variable en primera diferencia presenta raíz unitaria con un valor crítico de -2,57 al 1%.
[1] *PT= natural logarithmic of domestic wheat price; HGOL= natural logarithmic of FOB price of Hard Red Winter Nr. 2; SGOL= natural logarithmic of FOB price of Soft Red Winter Nr. 2; ARGEN= natural logarithmic of FOB price of Argentinean wheat price.*
[2] *Reject null hypothesis that the variable has a unit root at a 1% critical value of -2.57*
[3] *Reject null hypothesis that the first difference of the variable has a unit root at a 1% critical value of -2.57.*

variable dicotómica S como variable exógena (Cuadro 4). El CBS indicó un número óptimo de dos rezagos, mientras que de acuerdo a CIA el número óptimo fue tres. Finalmente, la prueba de máxima verosimilitud coincidió con CBS en dos rezagos. Por lo tanto, el modelo VCE se estimó con dos rezagos y sin intercepto o tendencia lineal. Bajo esta especificación, se realizó la prueba de cointegración de Johansen basado en el valor propio (eigenvalor) máximo (Johansen y Juselius, 1990).

La prueba indicó la presencia de dos vectores de cointegración (Cuadro 5). Si *n* mercados estuvieron integrados, habría un factor común de integración entre ellos, lo cual implicó la existencia de *n*-1 vectores de cointegración en torno a un mercado de referencia (González-Rivera y Helfand, 2001). A su vez, la existencia de *n*-1 vectores de cointegración implicó que cada mercado del sistema se ajustó en forma independiente en torno al mercado de referencia. A través de este mercado se transmitieron las señales de precio dentro del sistema para que los mercados cointegrados siguieran su trayectoria hacia el equilibrio de largo plazo. Esta trayectoria de ajuste se vió reflejada en los parámetros del vector de cointegración y los coeficientes de velocidad de ajuste.

Los dos vectores encontrados se expresaron en función del precio del trigo Hard de EUA y tuvieron la siguiente estructura:

$$PT = 1{,}05HGOL \quad (1) \quad \text{o,} \quad ce1 = PT\text{-}1{,}05HGOL$$
(0,01)

$$HGOL = 1{,}02ARGEN \quad (2) \quad \text{o,} \quad ce2 = HGOL - 1{,}02ARGEN$$
(0,009)

Cuadro 4. Resultados de los criterios de información Akaike (CIA), criterio bayesiano de Schwarz (CBS) y prueba de máxima verosimilitud para determinar el número óptimo de rezagos en el modelo vector de autoregresión y vector de corrección por el error[1].
Table 4. *Results from Akaike Information Criterion (CIA), Schwarz Bayesian Criterion (CBS) and Maximum Likelihood Ratio Test to determine the optimal lag number in the auto regression vector and error correction vector models[1].*

Número de rezagos	Estadístico CIA[2]	Estadístico CBS[2]	Estadístico de máxima verosimilitud[3]
1	1173,5	1152,3	186,4 (p < 0,001)
2	1204,9	1167,8	105,6 (p = 0,006)
3	1208,3	1155,2	80,9 (p = 0,064)
4	1204,3	1135,4	70,8 (p = 0,062)
5	1197,2	1112,3	67,14 (p= 0,018)
6	1194,8	1094,0	-

[1] Sin intercepto o tendencia lineal, y una variable dicotómica 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 de seis rezagos.
[1] *Without intercept or trend, includes a dummy variable for seasonality.*
[2] *The optimal number of lags is chosen by maximizing the value of the statistic.*
[3] *P = probability of rejecting the number of lags against the alternative of six lags.*

Cuadro 5. Resultados de la prueba de cointegración de Johansen basado en el eigenvalor máximo.
Table 5*. Johansen cointegration test results based on the maximum eigenvalue.*

Hipótesis nula	Estadístico	Valor crítico al 95%	Valor crítico al 90%
No existe vector	44,66	17,68	15,57
Existe un vector o menos	17,19	11,03	9,28
Existen dos vectores o menos	0,06	4,16	3,04

donde *ce1* y *ce2* correspondió a las ecuaciones de corrección de error y los valores en paréntesis correspondieron a las desviaciones estándar de cada estimador. Los coeficientes de HGOL (-1,05) y ARGEN (-1,02) en *ce1* y *ce2*, respectivamente, permitieron concluir que existió un alto grado de integración en el mercado. Esto significa que en el largo plazo, alteraciones que afecten a uno de los mercados de referencia se traspasaran íntegramente a los otros mercados del sistema en un tiempo que está dado por la magnitud de los coeficientes de velocidad de ajuste.

Dinámica de corto plazo. De acuerdo con la prueba de causalidad de Granger existió un predominio del mercado de EUA sobre Argentina y Chile. Este resultado se reflejó en las ecuaciones del modelo VCE para cada variable (Cuadro 6). Analizando la ecuación de precio de trigo en Chile (PT: segunda columna del Cuadro 6) se observó que el coeficiente de velocidad de ajuste de *ce1* fue negativo y significativo (-0,087) indicando que cuando el precio de trigo Hard en EUA aumentó, el precio en Chile aumentó para restablecer el equilibrio. La magnitud del coeficiente indica cada mes se elimina un 8,7% de la divergencia que pueda ocurrir entre los precios en ambos mercados. Por otra parte, el coeficiente de *ce2* (0,037) no fue estadísticamente significativo al 5% en la ecuación del precio doméstico.

Analizando la ecuación de precio de trigo Hard, el coeficiente significativo en *ce1* (0,239) indicó que el mercado de EUA respondió a desequilibrios sólo en su propio mercado. El coeficiente *ce2* (-0,027) no fue significativo al 5%, indicando que desequilibrios en el mercado de Argentina no afectaron el precio de trigo Hard, líder del sistema. Esto también lo corroboró el hecho de que las variables rezagadas de PT (ΔPT_{t-1}) y ARGEN ($\Delta ARGEN_{t-1}$) no fueron significativas en la ecuación de trigo Hard y sólo el coeficiente de $\Delta HGOL_{t-1}$ fue significativo al 5%.

Finalmente, en la ecuación de precio de Argentina sólo resultó significativo al 5% el coeficiente de *ce2* (0,139), indicando que este mercado respondió a desequilibrios en el mercado de EUA, pero no de Chile, situación esperable si EUA fue líder entre estos tres mercados. La magnitud del coeficiente indicaría que el ajuste entre los mercados de Argentina y EUA ocurrió mucho más rápidamente que entre Chile y EUA.

Estos resultados indican que el precio del trigo Hard Red Winter de EUA predomina en el mercado del cono sur, dictando la dinámica de los precios en Argentina y Chile. Por otra parte, Argentina, al menos en el largo plazo, sólo respondió a la dinámica de precios que ejerció EUA y no respondió a cambios en el mercado chileno, situación esperable, dado el tamaño y relevancia del mercado argentino frente al mercado chileno.

Respecto de la estacionalidad, la variable binaria S fue significativa al 5% en la ecuación de PT, indicando la existencia de estacionalidad en el precio del trigo en los meses de cosecha. El valor del coeficiente (-0,018) sugirió que durante este periodo, el precio fue en promedio un 1,8% menor que durante el resto del año.

Impacto de la banda de precios. El impacto de la banda de precios fue capturado en este modelo a través de la variable dicotómica BAN. En la ecuación de precio de trigo en Chile, el coeficiente de esta variable (0,014) fue significativo al 5%, indicando que la banda afectó positivamente el precio del trigo chileno durante el período de estudio. Mientras esta banda estuvo vigente, el precio promedio

Cuadro 6. Ecuaciones del modelo de vector de corrección de error sin intercepto ni tendencia lineal.
Table 6. *Vector error correction equations, without an intercept or linear trend.*

Variables[1,2]	Ecuación PT		Ecuación HGOL		Ecuación ARGEN	
	Coeficiente	p	Coeficiente	p	Coeficiente	p
ce1[3]	-0,087[5]	<0,001	0,049[5]	0,013	-0,015	0,55
ce2[3]	0,037	0,07	-0,027	0,214	0,139[5]	<0,001
ΔPT_{t-1}[4]	0,048	0,49	-0,016	0,81	0,208[5]	0,02
$\Delta HGOL_{t-1}$	-0,125[5]	0,04	0,239[5]	<0,001	0,086	0,36
$\Delta ARGEN_{t-1}$	0,173[5]	<0,001	0,029	0,54	0,345[5]	<0,001
S	-0,018[5]	0,002	0,006	0,29	-0,002	0,74
BAN	0,014[5]	0,002	-0,007	0,126	0,003	0,55
CB	-0,022	0,06	0,005	0,66	-0,015	0,38

[1]PT= logaritmo natural del precio doméstico; HGOL= logaritmo natural de precio FOB del trigo Hard Red Winter Nr. 2; SGOL= logaritmo natural del precio FOB del trigo Soft Red Winter Nr. 2; ARGEN= logaritmo natural del precio FOB del trigo pan de Argentina.
[2]S, BAN, CB=variables dicotómicas para modelar el comportamiento estacional del precio doméstico, evaluar el impacto de la banda de precios, y para evaluar el efecto del cambio de la banda a partir de 2004, respectivamente.
[3] ce1 es el vector 1 de corrección de error que incluye las variables PT y HGOL, ce2 es el vector 2 de corrección de error que incluye las variables HGOL y ARGEN.
[4] Δ corresponde a la primera diferencia.
[5] Significativo al 5%.
[1]*PT= natural logarithm of domestic wheat price; HGOL= natural logarithm of FOB price of Hard Red Winter Nr. 2; SGOL= natural logarithm of FOB price of Soft Red Winter Nr. 2; ARGEN= natural logarithm of FOB price of Argentinean wheat price.*
[2]*S, BAN, CB= dummy variables for seasonality, wheat band price, and 2004 structural change on wheat band price, respectively.*
[3] *ce1 is cointegration vector 1 between PT y HGOL, ce2 is cointegration vector 2 between HGOL y ARGEN.*
[4] *Δ corresponds to first difference.*
[5]*Significant at 5%.*

del trigo aumentó 1,4%. Por lo tanto, y en concordancia con Venturelli (2003), la banda de precios en Chile ha sido un mecanismo de protección para el mercado nacional, más que un mecanismo para reducir las fuertes fluctuaciones de los precios internacionales del trigo. Esta variable no fue significativa en las ecuaciones de precio de trigo Hard de EUA y de Argentina, indicando que este instrumento no tuvo efecto en esos mercados.

El coeficiente de la variable binaria, que mide el impacto del cambio en la banda sufrido en 2003 (-0,022), fue significativa al 6%. Por esta razón, este resultado no fue concluyente. Si se considera que el coeficiente fue significativo, se puede concluir que desde 2004 la banda ha sido un sistema de protección inefectivo contra fluctuaciones en los precios internacionales, ya que el impacto en el precio fue negativo. Sin embargo, este resultado puede estar sesgado por la tendencia a la baja en los precios internacionales del trigo registrada entre 2004 y 2005.

En conclusión, los resultados de la prueba de Granger y la existencia de dos vectores de cointegración permitieron concluir la existencia de integración entre el mercado de trigo chileno y el mercado de trigo de EUA y Argentina, siendo EUA el mercado líder referente para los dos mercados latinoamericanos. Entre los objetivos de este trabajo estuvo determinar el impacto del cambio en el sistema de banda realizado a fines de 2003, pero los resultados obtenidos no fueron concluyentes (variable binaria BAN fue significativa solo al 5%). Esto se pudo deber al escaso número de observaciones disponibles para la estimación (16 observaciones desde enero de 2004 a abril de 2005), o a la disminución sostenida del precio del trigo durante el periodo 2004 a 2005 que podría haber sesgado la estimación. Finalmente, la banda de precios del trigo durante el periodo estudiado permitió subir el precio del trigo chileno en un 1,4% por sobre el precio estimado sin banda. De este modo, se corroboró que este instrumento ha servido para proteger el mercado nacional más que para reducir las fluctuaciones del precio del trigo.

Resumen

Chile ha sido históricamente un país importador neto de trigo. Esto sumado al pequeño tamaño de su economía hace prever que el precio interno de este cereal esté influenciado por el precio de importación de trigos sustitutos provenientes fundamentalmente de Argentina y EUA. En este estudio se analizó el grado de integración del mercado chileno a estos dos mercados de referencia usando un modelo de vector de corrección de error (VCE). Se analizó el impacto de la banda de precios y el cambio de sistema de cálculo de la banda introducido a partir de 2004. Esto se abordó a través de la inclusión de variables dicotómicas en el modelo VCE. En la estimación se usaron el precio doméstico del trigo, pagado a productor en Chile, el precio FOB (Free on Board) del trigo pan de Argentina y los precios FOB del trigo Soft y Hard Red Winter Nr. 2 del Golfo de EUA, entre enero de 1984 y abril de 2005. Los resultados mostraron una fuerte integración de precios entre Argentina, Chile y EUA, siendo EUA líder del mercado. Por su parte, el precio del trigo chileno estuvo influenciado por los precios de EUA y Argentina. La banda de precios del trigo durante el periodo analizado tuvo un impacto positivo sobre el precio doméstico, aumentándolo en un 1,4% respecto a la media. Los resultados del impacto del cambio en el sistema de cálculo de la banda introducido a partir de 2004 no fueron estadísticamente significativos. En conclusión, los mercados de trigo de Chile, Argentina y EUA estuvieron integrados, siendo EUA el mercado líder, referente para los dos mercados latinoamericanos incluidos en este estudio. La banda de precios del trigo durante el periodo estudiado permitió subir el precio del trigo chileno en un 1,4% por sobre el precio estimado sin banda. En consecuencia, este instrumento político ha servido para proteger el mercado nacional más que para reducir las fluctuaciones del precio del trigo.

Palabras clave: Banda de precios, cointegración, precio del trigo, *Triticum*, vector de corrección de error.

Literatura citada

Alavalapati, J., W. Adamowicz, and M. Luckert. 1997. A cointegration analysis of the Canadian wood pulp prices. American Journal of Agricultural Economics 79:975-986.

Canova, F., and B. Hansen. 1995. Are seasonal patterns constant over time? A test for seasonal stability. Journal of Business and Economic Statistics 13:237-252.

Banco Central de Chile. 2005. Boletín Mensual, Junio 2005, Vol 78 Nº 928. Santiago, Chile. 235pp.

Enders, W. 1995. Applied Econometric Time Series. John Wiley and Sons, Inc., NY, USA. 433 pp.

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 64:416-427.

Franses, P. 1996. Periodicity and Stochastic Trends in Economic Time Series. Oxford University Press, Oxford. UK. 248 pp.

Franses, P., and M. McAleer. 1998. Cointegration analysis of seasonal time series. Journal of Economic Surveys 12:651-678.

Ghysels, E., H.S. Lee, and P.B. Siklos. 1993. On the (mis)specification of seasonality and its consequences: An empirical investigation with US data. Empirical Economics 18:747-760.

Ghysels, E., and D. Osborn. 2001. The Econometric Analysis of Seasonal Time Series. Cambridge University Press. Cambridge, UK. 228 pp.

Gonzalez-Rivera, G., and S. Helfand. 2001. The extent, pattern, and degree of market integration: A multivariate approach for the Brazilian rice market. American Journal of Agricultural Economics 83:576-592.

Johansen, S., and K. Juselius. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration, with applications to the demand for money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52:169-210.

Morales, L. y W. Foster. 2004. Modelo estacional de la demanda molinera de trigo blando en Chile. Ciencia e Investigación Agraria 31:39-49.

Nahuelhual, L. y A. Engler. 2004. Efecto del precio internacional sobre el precio de la leche pagado a productor: transitorio o permanente? Agricultura Técnica 64:388-398.

ODEPA. 2005. Base de datos de precios. Disponible en http://www.odepa.cl/. Oficina de Estudios y Políticas Agrarias, Gobierno de Chile, Santiago, Chile. Consultado en Julio de 2005.

Quiroz, J. 1992. Intervenciones de Precios en el Trigo: Su Impacto en la Industria Molinera. Programa de Postgrado de Economía, Ilades – Georgetown. Santiago, Chile. 33 pp.

Sephton, P. 2003. Spatial market arbitrage and threshold cointegration. American Journal of Agricultural Economics 85:1041-1046.

Thompon, S., D. Sul, and M. Bohl. 2002. Spatial market efficiency and policy regime change: seemingly unrelated error correction estimation. American Journal of Agricultural Economics 84:1042-1053.

Venturelli, A. 2003. Una estimación del efecto distributivo de las bandas de precio 1984-2000. Serie Economía N° 162. Centro de Economía Aplicada. Universidad de Chile. Santiago, Chile. 95 pp.

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.