

Transmisión de precios del maíz entre Chile y Argentina

Transmission of corn prices between Chile and Argentina

Transmissão de preços do milho entre Chile e Argentina

Verónica Lizama-Fuentes¹, Juan Cabas-Monje¹ y
Julia Velasco-Fuenmayor²

¹Centro de Investigación y Desarrollo en Agronegocios, Departamento de Gestión Empresarial, Facultad de Ciencias Empresariales, Universidad de Bío-Bío. Chile. Correo electrónico: veronicalizamafuentes@gmail.com, jcabas@ubiobio.cl ²Departamento Socioeconómico, Facultad de Ciencias Veterinarias, Universidad del Zulia. Maracaibo, Venezuela. Correo electrónico: julia.velasco@fcv.luz.edu.ve

Resumen

El análisis de la transmisión de precios se ha convertido en un medio para evaluar el funcionamiento general de los mercados y refiere a la medición del efecto de los precios en un mercado sobre los precios en otro mercado. Chile es un país que realiza importaciones de maíz que bordean alrededor de los 4.791 millones de dólares y entre los proveedores de ese producto se destacan Argentina y Estados Unidos. Por esa razón, se propuso estudiar la naturaleza de la transmisión de precios entre Chile y Argentina, a fin de medir el efecto del precio mundial del maíz sobre el precio local. Para ello se utilizaron los precios en dólares mensuales del maíz, correspondientes al valor en que el vendedor pone a disposición del comprador la mercancía en el medio de transporte marítimo o fluvial, dicha operación es designada a precio internacional FOB (Free on Board), por cada tonelada (US\$ t⁻¹) para el periodo comprendido entre 1975 y 2012, utilizando una regresión con cointegración lineal y con cointegración por umbral, dado que las variables presentaron una tendencia temporal no estacionaria. Los resultados obtenidos indicaron que los precios del maíz de Chile con los de Argentina se equilibraron en el largo plazo y la transmisión fue simétrica. Se concluyó que Chile ha sido dependiente de los precios del maíz de Argentina, en donde el

Recibido el 28-05-2015 • Aceptado el 12-10-2016

*Autor de correspondencia e-mail: jvelasco@fcv.luz.edu.ve

modelo de transmisión simétrica fue el que mejor se ajustó a las características de la serie y la transmisión de precios demoró aproximadamente nueve meses en lograr ese equilibrio.

Palabras clave: maíz, asimetría, transmisión de precios, cointegración por umbral, modelo de corrección de errores.

Abstract

Price transmission analysis refers to the measurement of the effect of prices in a market on prices in another market, for which the prices used for measuring various aspects and particularly the relationship of prices between the two markets. Chile is a corn importing country around 4,791 million dollars and among suppliers of that product stand out Argentina and the United States (USA). Therefore, this study was to examine the nature of price transmission between Chile and Argentina, in order to measure the effect of the world price of corn on the effect of local price. This monthly corn prices were used to value corresponding FOB (Free on Board) for each ton US\$ t⁻¹ for the period between 1975 and 2012, using a linear regression cointegration and threshold cointegration, due to the variables are non-stationary time trend. The results indicate that corn prices in Chile with Argentina are balanced in the long run and the transmission is symmetric and Chile is dependent of corn prices. Therefore, the symmetric transmission model is more suitable to the characteristics of the series and the price transmission could take approximately nine months to achieve the long run equilibrium.

Key words: corn, price transmission analysis, asymmetry, threshold cointegration, error correction model.

Resumo

A análise da transmissão de preços tornou-se um meio para avaliar o funcionamento global dos mercados e refere-se à medição do efeito dos preços em um preço de mercado em outro mercado. Chile é um país que faz a importação de milho forro em torno 4.791 milhões e entre os fornecedores deste produto destacam-se Argentina e os Estados Unidos. Por essa razão, foi proposto para estudar a natureza da transmissão de preços entre o Chile e a Argentina, a fim de medir o efeito do preço mundial do milho sobre o preço local. Para isso, os preços foram usados em dólares mensais de milho, correspondente ao valor que o vendedor fornece ao comprador a mercadoria no meio de transporte marítimo ou fluvial, tal operação é designada como operação FOB (Free on Board) para cada tonelada (US\$.t⁻¹) para o período entre 1975 e 2012, utilizando uma cointegração de regressão linear e cointegração pelo umbral, uma vez que as variáveis apresentaram uma tendência temporal não-estacionária. Os resultados indicaram que os preços do milho no Chile com a Argentina foram equilibrados

no longo prazo e a transmissão era simétrico. Concluiu-se que o Chile tem sido dependente dos preços do milho na Argentina, onde o modelo de fuel transmissão simétrica que melhor se adequam às características da transmissão de série e preço levou aproximadamente nove meses para atingir esse equilíbrio.

Palavras-chave: milho, assimetria, transmissão de preços, cointegração threshold, modelo de correção de erro.

Introducción

El maíz es considerado uno de los productos agrícolas de mayor importancia estratégica, por la diversidad de sus usos, tanto para la alimentación humana como para la alimentación de aves, cerdos y bovinos, entre otros, e incluso para la creación de fuentes de energía como es el etanol (ODEPA, Ministerio de Agricultura de Chile, 2013).

Actualmente la producción nacional en Chile es de 1.518.548 toneladas correspondientes al periodo 2012-2013, observándose un aumento del 12% con respecto a la temporada 2008-2009. No obstante, el consumo aparente se ha mantenido sin mayores variaciones, alrededor de las 2.417.903 toneladas. Las importaciones han disminuido en un 20% respecto a las temporadas anteriormente nombradas, dado que se ha incrementado la producción nacional y en forma relativa se ha mantenido el consumo, siendo Argentina y Estados Unidos los principales proveedores y exportadores de maíz hacia Chile, quienes suplen la diferencia entre el consumo y la producción nacional (ODEPA, Ministerio de Agricultura de Chile, 2013).

De esta forma este estudio se enmarca bajo la teoría de la “ley de un solo precio”, donde se expone que

Introduction

Corn is considered one of the agricultural products with more strategic importance by the diversity of its use, for both the human alimentation and the alimentation of birds, pigs and cattle, among others, and even for the creation of energy sources such as ethanol (ODEPA, Ministry of Agriculture of Chile, 2013).

Currently the national production in Chile is of 1,518,548 tons corresponding to the period 2012-2013, observing an increase of 12% compared to the season 2008-2009. However, the apparent consumption has remained without major variations with approximately 2,417,903 tons. The imports have decreased in 20% compared to the seasons mentioned before, since the national production has increased and consumption has maintained, being Argentina and United States the main suppliers and exporters of corn to Chile, who supply the difference between the consumption and the national production (ODEPA, Ministry of Agriculture of Chile, 2013).

Thus, this research is based on the theory of “one-price only law”, where it is stated that the difference of prices of a same product in markets with spatial divisions, is explained by the cost of existing transportation. Hence,

la diferencia de precios de un mismo producto, entre mercados separados espacialmente, es explicada por el costo de transporte existente. Así los mercados se encontrarían integrados y la transmisión de precios sería perfecta. No obstante, esta condición pocas veces se cumple, a causa de factores tales como la concentración del mercado y los costos de transacción elevados, entre otros. De manera que se pretende verificar la existencia de transmisión asimétrica entre los precios mensuales del maíz en los países de Chile y Argentina, para comprender que en muchos casos existe rigidez de precios, definida por Blinder *et al.* (1998) como la cualidad por la que los precios de los bienes y servicios se mueven más lentamente que los precios teóricos del mercado en equilibrio Walrasiano, es decir, los precios de los bienes no se determinan en forma simultánea. Puesto que, el concepto de rigidez de precios se encuentra íntimamente ligado con el concepto de asimetría, ante un cambio en el precio de un bien o servicio, la rigidez se presentaría de dos formas: 1) el precio no varía entre los diversos países y 2) el precio varía; sin embargo, no en la misma proporción que el cambio que lo ha provocado (Blinder *et al.*, 1998).

En esta última alternativa se observa que los aumentos de los precios se transmitirán de manera diferente que los descensos de los precios, de forma tal que se origina una transmisión de precios asimétrica entre los diversos países. En consecuencia, la presencia de asimetrías es considerada una

the markets would be integrated and price transmission would be perfect. Nevertheless, this condition is rarely met, due to factors such as the concentration of the market and the high transaction costs, among others. Likewise, it is intended to verify the existence of asymmetric transmission among the monthly prices of corn in Chile and Argentina to understand that in many cases there is rigidity of prices, defined by Blinder *et al.* (1998) as the quality that the prices of goods and services move slower than the theoretical market price in Walrasian equilibrium, that is, goods prices are not determined simultaneously, since the concept of rigidity of prices is closely linked with the concept of asymmetry, with a change in the price of a good or service the stiffness would be presented in two ways: 1) the price does not vary between the different countries and 2) the price varies; however, not in the same proportion as the change that caused it (Blinder *et al.*, 1998).

In this last alternative it is observed that the increases of prices transmit more differently than the reduction of prices, originating an asymmetric price transmission between the different countries. As a result, the presence of asymmetries is considered a market failure. Asymmetry, regarding the magnitude, produces an incomplete transmission of prices that is maintained in the time, in others words, it is an asymmetric transmission; meanwhile, asymmetry regarding the speed, causes a transmission of prices scattered in the time; that is, there is only temporary asymmetric transmission and at the

deficiencia del mercado. La asimetría con respecto a la magnitud, produce una transmisión de precios incompleta que se mantiene en el tiempo, en otras palabras, es una transmisión asimétrica, mientras que la asimetría con respecto a la velocidad, provoca una transmisión de precios dispersa en el tiempo, es decir, solo se produce una transmisión asimétrica temporal, al finalizar el periodo, ambos precios conservan la misma diferencia que cuando se produjo el cambio (Meyer, 2004).

De esta manera, el objetivo de esta investigación fue estudiar la naturaleza de la transmisión de precios entre Chile-Argentina, con la finalidad de medir el efecto del precio mundial del maíz sobre el efecto del precio local.

Material es y métodos

Los datos utilizados en el estudio correspondieron a 445 observaciones por país de los precios mensuales del maíz, expresados al valor FOB US\$ t^{-1} , para el periodo comprendido entre enero 1975 hasta enero 2012, extraídos de la Oficina de Estudios y Políticas Agrarias (ODEPA) del Ministerio de Agricultura de Chile.

En cuanto al análisis de transmisión de precios a nivel mundial, se emplearon diversas metodologías para obtener modelos econométricos; entre ellos, la especificación clásica de transmisión de los precios utilizada por Kinnucan y Forker (1987), otros consideraron la propiedad no estacionaria de los datos e incorporaron el concepto de

end of the period both prices preserve the same difference than when the change produced (Meyer, 2004).

The aim of this research was to study the nature of the price transmission between Chile-Argentina, with the purpose of measuring the effect of the worldwide price of corn on the effect of the local price.

Materials and methods

The data used in the study corresponded to 445 comments per country of the monthly prices of corn, expressed in FOB US\$ t^{-1} , for the period from January 1975 to January 2012, extracted from the Office of Studies and Agricultural Policies (ODEPA) of the Ministry of Agriculture of Chile.

Regarding the transmission analysis of prices around the world, different methodologies were used to obtain econometric models; among them, the classic specification of price transmission used by Kinnucan and Forker (1987), others considered the non-stationary data property and incorporated the concept of cointegration (Koutroumanidis *et al.*, 2009). It was considered those that added a threshold auto-regression mechanism to a standard model of bugfixes (Goodwin and Piggott, 2001) and the model proposed by Araujo-Enciso (2011) who added the bugfixes with threshold cointegration model for analyzing corn in the Mexican market. This method was also used by Myers and Jayne (2011) to analyze the spatial transmission of prices of corn in the African market, Abidoye and Labuschagne (2014).

cointegración (Koutroumanidis *et al.*, 2009). Se consideró los que añadieron un mecanismo de autorregresión umbral a un modelo estándar de corrección de errores (Goodwin y Piggott, 2001) y el modelo propuesto por Araujo-Enciso (2011) quienes añadieron el modelo de corrección de errores con cointegración umbral para un análisis del maíz en el mercado mexicano. Este método también fue utilizado por Myers y Jayne (2011) para analizar la transmisión espacial de precios del maíz en el mercado africano, Abidoye y Labuschagne (2014).

Para este estudio de transmisión de precios, específicamente se utilizaron los métodos de cointegración lineal, cointegración por umbral y modelos de corrección de errores asimétricos y simétricos para examinar la dinámica de los precios en el mercado del maíz, entre Chile y Argentina. Se revisó la literatura relacionada con estos métodos aplicados a los mercados agropecuarios entre ellos se consideraron los de Ben-Kaabia y Gil (2004), Meyer y Von Cramon-Taubadel (2004), Serra y Gil (2006), Vollrath y Hallahan (2006), Brummera *et al.* (2009), Greb *et al.* (2013), Acosta *et al.* (2014), Chen *et al.* (2014), Gutiérrez *et al.* (2014), Myers *et al.* (2014), Emmanouilides y Fousekis (2015) y Verreth *et al.* (2015), quienes evaluaron el movimiento compartido y la transmisión de los precios mundiales a los precios domésticos del producto agrícola estudiado.

Por otro lado, para determinar si era apropiado realizar la cointegración lineal, se realizaron las pruebas

For this study of price transmission, linear cointegration methods, threshold cointegration methods and symmetrical and asymmetrical error correction models were used to examine the dynamics of prices on the market of corn, between Chile and Argentina. Literature related to these methods was reviewed applied to agricultural markets among these were considered the ones of Meyer and Von Cramon-Taubadel (2004), Serra and Gil (2006), Vollrath and Hallahan (2006), Brummera *et al.* (2009), Greb *et al.* (2013), Acosta *et al.* (2014), Chen *et al.* (2014), Gutiérrez *et al.* (2014), Myers *et al.* (2014), Emmanouilides and Fousekis (2015) and Verreth *et al.* (2015), who evaluated the movement shared and the transmission of worldwide prices to the domestic prices of agricultural products studied.

On the other hand, in order to determine if it was appropriate to perform the linear cointegration test, unit root tests were carried out analyzing whether the properties of mean and variance were consistent with the augmented Dickey-Fuller (ADF) test, and the backlog was determined by the Akaike Information Criteria (AIC) including the tendency to the constant in the regression, according to what was proposed by Enders (2004) and in another more recent research carried out by Enders and Holt (2012).

Two alternatives of cointegration were used, the Johansen method (1991) and the two-step method of Engle and Granger (1987). The approach or Johansen proof (1991) is a multivariate generalization of the

de raíz unitaria, analizando si las propiedades de media y varianza fueron constantes mediante la prueba aumentada de Dickey-Fuller (ADF) y el rezago se determinó mediante el criterio de información de Akaike (AIC) de acuerdo a sus siglas en inglés *Akaike Information Criteria* y se incluyó la tendencia a la constante en la regresión, según lo planteado por Enders (2004) y en otra investigación más reciente por Enders y Holt (2012).

Se utilizaron dos alternativas de cointegración, el método de Johansen (1991) y el método de los dos pasos de Engle y Granger (1987). El enfoque o prueba de Johansen (1991) es una generalización multivariante de la prueba de Dickey-Fuller. Se concentra en la relación entre el rango de una matriz y sus raíces características en un vector autorregresivo. Este enfoque comienza con un modelo de vectores autorregresivos y luego reformula en un modelo de corrección de errores de vectores de la siguiente manera:

$$X_t = \pi_1 x_{t-1} + \dots + \pi_k x_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1a)$$

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} r_i \Delta x_{t-i} + \prod x_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1b)$$

Donde: X_t es un vector del precio en el mes t del país 1 (A_t) y para el país 2 (E_t);

K : es el número de rezagos; y ε_t es el término de error.

La relación entre los coeficientes de las dos ecuaciones fue:

Dickey-Fuller test. It concentrates in the relationship between the rank of a matrix and its typical traits in an autoregressive vector. This approach starts with a vector Autoregressive model and then it reformulates in a model of bugfix vector as:

$$X_t = \pi_1 x_{t-1} + \dots + \pi_k x_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1a)$$

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} r_i \Delta x_{t-i} + \prod x_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1b)$$

Where: X_t is a price vector in the month t of the country (A_t) and for the country 2 (E_t);

K : is the number of lags; and ε_t is the error term.

The relationship between the coefficients of the two equations was:

$$r_i = -1 + \sum_{j=1}^i \pi_j \text{ y } \prod = -1 + \sum_{h=1}^k \pi_h ;$$

where I was the matrix of identity.

Two types of tests were used to detect the number of cointegration vectors, r , between the variables of X_t , the trace test and the maximal eigen value Test.

The two-stage approach of Engle and Granger (1987) focuses on the temporal series of wastes and works with asymmetry but only in long term. For this approach the following model was formulated:

$$A_t = \alpha_0 + \alpha_1 E_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + \mu_t \quad (3)$$

$$r_i = -1 + \sum_{j=1}^i \pi_j \text{ y } \prod_{h=1}^i = -1 + \sum_{h=1}^k \pi_h ;$$

donde I fue la matriz identidad.

Se utilizaron dos tipos de pruebas para detectar el número de vectores de cointegración, r , entre las variables de X_t , la prueba de la Traza (Trace Test) y la prueba del Máximo Valor Propio (Maximal Eigen Value Test).

El enfoque de dos etapas de Engle y Granger (1987) se centra en la serie temporal de los residuos y trabaja con la asimetría, pero solo a largo plazo. Para este enfoque se formuló el siguiente modelo:

$$A_t = \alpha_0 + \alpha_1 E_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta \widehat{\varepsilon}_t = \rho \widehat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^P \theta_i \Delta \widehat{\varepsilon}_{t-i} + \mu_t \quad (3)$$

Dónde: A_t fueron los precios del maíz en Chile y extranjero respectivamente, α_0, α_1, ρ y θ_i fueron coeficientes y ε_t fue el término de error. $\widehat{\varepsilon}_t$: Corresponde a los residuos estimados, Δ indicó la primera diferencia y P fue el número de rezagos.

Los residuos estimados ($\widehat{\varepsilon}_t$), se utilizaron para llevar a cabo una prueba de raíz unitaria. Si la hipótesis nula de $\rho = 0$ se rechaza, entonces la serie residual en el largo plazo sería estacionaria y las variables A_t y E_t serían cointegradas.

Como las pruebas de cointegración anteriores suponen que la transmisión de precios fue simétrica, se hizo necesario utilizar el modelo desarrollado por Enders y Siklos (2001) que propusieron un ajuste asimétrico

Where: A_t were prices of corn in Chile, α_0, α_1, ρ and θ_i were coefficients. ε_t was the term error. $\widehat{\varepsilon}_t$: corresponds to the estimated waste, Δ indicated the first difference and P was the number of lags.

The estimated wastes ($\widehat{\varepsilon}_t$), were used to carry to out a root unit test. If the null hypothesis of $\rho = 0$ is rejected, then the long-term residual series would be stationary and the variables A_t and E_t would be cointegrated.

Since the previous cointegration tests assume that the price transmission was symmetrical, it was necessary to use the model developed by Enders and Siklos (2001) who proposed an asymmetrical adjustment through a dual threshold cointegration approximation. This alternative model modifies the equation (3) by incorporating the indicator I (Heaviside), resulting in:

$$\Delta \widehat{\varepsilon}_t = \rho_1 I_t \widehat{\varepsilon}_{t-1} + \rho_2 (1 - I_t) \widehat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^P \theta_i \Delta \widehat{\varepsilon}_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

$$I_t = 1 \text{ si, } \widehat{\varepsilon}_{t-1} \geq T, \text{ o de otra manera } (5a)$$

$$I_t = 1 \text{ si, } \Delta \widehat{\varepsilon}_{t-1} \geq T, (5b)$$

Where P was the number of lags, ρ_1, ρ_2 and θ_i : the coefficients, and T the threshold value.

P lags could be selected using Akaike information criteria (AIC) and Bayesian information criteria which was called (BIC) or with Q test of Ljung-Box.

The indicator I was specified in two ways by the lagged residue ($\widehat{\varepsilon}_{t-1}$) or using lagged residual change ($\Delta \widehat{\varepsilon}_{t-1}$). Equations 4 and 5a refer to the threshold autoregressive model known as TAR; meanwhile, equations

mediante una aproximación de cointegración por umbral de régimen dual. El modelo alternativo modificó la ecuación (3) incorporando el indicador I (Heaviside) dentro de la misma, dando como resultado lo siguiente:

$$\Delta \widehat{\varepsilon}_t = \rho_1 l_t \widehat{\varepsilon}_{t-1} + \rho_2 (1 - l_t) \widehat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^P \theta_i \Delta \widehat{\varepsilon}_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

$$l_t = 1 \text{ si, } \widehat{\varepsilon}_{t-1} \geq T, \text{ o de otra manera (5a)}$$

$$l_t = 1 \text{ si, } \Delta \widehat{\varepsilon}_{t-1} \geq T, \text{ (5b)}$$

Donde P fue el número de rezagos, ρ_1, ρ_2 y θ_i : los coeficientes, y t el valor de umbral.

En lo que respecta al rezago P, éste se podría seleccionar mediante Criterio de Información Akaike (AIC) y bajo el Criterio de Información Bayesiano que se denominó (BIC) por sus siglas en inglés o también con la prueba Q de Ljung-Box.

El indicador I se especificó de dos formas mediante el residuo rezagado ($\widehat{\varepsilon}_{t-1}$) o mediante el cambio residual rezagado ($\Delta \widehat{\varepsilon}_{t-1}$). Las ecuaciones 4 y 5a se refieren al modelo de umbral autorregresivo conocido como TAR de acuerdo a sus siglas en inglés (Threshold Autorregresive Model), mientras que las ecuaciones 4 y 5b se nombraron como el modelo de ajuste de umbral autorregresivo conocido como MTAR por (Momentum Threshold Autorregresive). El modelo TAR fue diseñado para capturar posibles movimientos asimétricos en los residuos, en cambio el modelo MTAR, fue útil para tomar en cuenta las variaciones abruptas en los residuos; esto fue especialmente valioso cuando se consideró que el ajuste a exhibir fue mayor en una dirección que en la otra.

4 and 5b were named as momentum threshold autorregressive. TAR model was designed to capture possible asymmetric movements in wastes; on the other hand, MTAR was useful to take into account the abrupt variations in the wastes; this was especially valuable when considering that the adjustment to exhibit was higher in one direction than in the other.

The four models exposed TAR, MTAR and their corresponding consistent were selected by AIC and BIC. Regarding the selection of asymmetric error correction with threshold cointegration it was based on the arguments of Engle and Granger (1987), since all the variables were cointegrated.

A first extension referred to the case of asymmetric settings was assumed to determine if the negative and positive differences had asymmetric effects on the dynamics of the price behavior, and another second extension followed the threshold cointegration development (Granger and Lee, 1989) and the impact of threshold cointegration was incorporated through the construction of the indicator I (Heaviside) in the equations 5a and 5b. For performing the threshold cointegration analysis and the error correction model, the statistical software R was used with the APT package (Assymmetric Price Transmission), developed by Sun (2011).

Results and discussion

The local price and the world price used in the import of corn between Chile and Argentina are observed in table 1. The minimum prices presented

Los cuatro modelos que se expusieron TAR, MTAR y sus respectivos consistentes se seleccionaron por AIC y BIC. En cuanto a la escogencia del modelo de corrección de error asimétrico con cointegración umbral, se basó en los argumentos de Engle y Granger (1987), de acuerdo a que todas las variables estaban cointegradas.

Se asumió una primera extensión referida al caso de ajustes asimétricos para determinar si las diferencias negativas y positivas de precios, tuvieron efectos asimétricos sobre la dinámica del comportamiento de los precios y otra segunda extensión siguió el desarrollo de cointegración umbral (Granger y Lee, 1989) y se incorporó el impacto de cointegración umbral a través de la construcción del indicador de I (Heaviside) en las ecuaciones 5a y 5b.

Para la ejecución del análisis de cointegración umbral y el modelo corrección del error, se utilizó el software estadístico R con el paquete APT (Assymetric Price Transmission), desarrollado por Sun (2011).

Resultados y discusión

El precio local y el precio mundial utilizado en la importación de maíz entre Chile y Argentina, se observan en el cuadro 1. Los precios mínimos presentados por Argentina registraron diferencias de 9 US\$ por tonelada a favor de Argentina, al igual que el valor promedio transado en las importaciones aumentó la diferencia desfavoreciendo a Chile, y en cuanto al precio máximo resultó muy similar,

by Argentina recorded differences of \$9 per ton favoring Argentina; likewise, the average value traded in imports increased the difference disfavoring Chile, and regarding the maximum price it was very similar since the difference was just \$4 per ton; thus, it can be stated that there was a price convergence between Argentina and Chile.

According to the ADF tests with a 5% significance level was proved that both the import prices for Chile and Argentina corresponded to order-one integrated variables, and presented non stationary properties, being premises to be used as proposed cointegration models and for which a separately analysis was performed for each of them.

Johansen test (1991) was applied to the lineal cointegration analysis, which divided into two tests or statistical tests: Johansen trace test whose results are shown on table 2 and *Maximal Eigen Values* of Johansen presented on table 3.

According to the trace Johansen test (1991), it was determined that there was more than one (1) cointegration vector of the series when rejected the hypothesis: $r=0$ that refers that there were not cointegration vectors. The hypothesis was rejected based on the statistical value of 38.65, which was higher to the critical value of 17.95 with 5% of significance. On the other hand, for the hypothesis $r \leq 1$ that stated that there was maximum one (1) of a cointegration vector was accepted given that the statistical value 3.61 was lower to the critical

Cuadro 1. Pruebas de raíz unitaria para los precios de maíz de Chile y Argentina.

Table 1. Unit root tests for corn prices in Chile and Argentina.

	Chile		Argentina	
	Valor crítico	Primera diferencia	Valor crítico	Primera diferencia
ADF con constante	-3,44(12)	-3,44(11)***	-3,44(1)	-3,44(1) ***
ADF con tendencia	-3,98(12)	-3,98(11) ***	-3,98(1)	-3,98(3)***
ADF sin tendencia y constante	-2,58(12)	-2,58(11)***	-2,58(1)	-2,58(1)***
Media US\$ t ⁻¹	160		113	
Mínimo US\$ t ⁻¹	74		65	
Máximo US\$ t ⁻¹	308		312	

*Nivel de significancia de 10%. **Nivel de significancia del 5%. ***Nivel de significancia del 1%. () Representa el número de rezagos.

dado que la diferencia fue de apenas 4 US\$ por tonelada, de manera que se podría decir que entre Argentina y Chile hubo una convergencia en los precios.

También se demostró, de acuerdo a las pruebas ADF y a un nivel del 5% de significancia, que tanto los precios de importación de Chile como los precios de Argentina correspondieron a variables integradas de orden uno, y presentaron propiedades de no estacionariedad, siendo las premisas para que sean utilizados los modelos de cointegración propuestos y para lo cual se realizó un análisis por separado de cada uno de ellos.

Para el análisis de cointegración lineal se le aplicó la prueba de Johansen (1991), la cual se dividió

value 8.18 with 5% of significance, demonstrating that variables were cointegrated among each other.

In the Johansen *Maximal Eigen Value* test (1991; table 3) which was carried out to check the cointegration rank $r=0$, it was observed that at 5% of significance it was different to zero, when looking at the statistical value of 34.94 it was higher than the critical value of 14.9. It was different when it occurred with $r \leq 1$, when referring that the cointegration rank was lower or equal to one, proposition that should have been accepted given that the statistical value was 3.61 being lower than the critical value of 8.18 at 5% of significance.

In table 4 are presented the results obtained according to Engle and

en dos pruebas o test estadísticos: La prueba trace de Johansen cuyos resultados se muestran en el cuadro 2 y la prueba *Maximal Eigen Values* de Johansen se presentan en el cuadro 3.

De acuerdo a la prueba trace de Johansen (1991), se determinó que hubo más de un vector de cointegración de la serie, cuando resultó rechazada la hipótesis: $r=0$ que implicó que no hubo vectores de cointegración. El rechazo de esta hipótesis se basó en el valor estadístico encontrado de 38,55, el cual resultó mayor al valor crítico de 17,95 con 5% de significancia. Mientras que para la hipótesis $r \leq 1$ que

Granger test (1987) and threshold cointegration analysis through four autoregressive models: TAR, consistent TAR (TAR.C), MTAR and consistent MTAR (MTAR.C), limiting twelve lags (lags) as maximum appropriate lag for addressing the possible correction of the residual series. While analyzing AIC, BIC and Ljung-Box criteria, the results showed that nine lags were enough and when observing the values obtained in each of the models according to the AIC and BIC criteria was detected that MTAR.C model was the one which was better adjusted since it had the lowest

Cuadro 2. Prueba trace de Johansen (1991) entre Chile y Argentina.

Table 2. Johansen trace test (1991) between Chile and Argentina.

Rango	Valor estadístico	10% (valores críticos)	5% (valores críticos)	1% (valores críticos)
$r=0$	38,55	15,66	17,95	23,52
$r \leq 1$	3,61	6,5	8,18	11,65

Cuadro 3. Prueba maximal eigen values de Johansen (1991) entre Chile y Argentina.

Table 3. Maximal eigen values Johansen (1991) test between Chile and Argentina.

Rango	Valor estadístico	10% (valores críticos)	5% (valores críticos)	1% (valores críticos)
$r=0$	34,94	12,91	14,90	19,19
$r \leq 1$	3,61	6,50	8,18	11,65

planteó que máximo hubo un vector de cointegración; fue aceptada dado que el valor estadístico 3,61 resultó menor al valor crítico 8,18, con 5% de significancia, demostrándose que las variables se encontraron cointegradas entre sí.

Para la prueba Maximal Eigen Values de Johansen (1991; cuadro 3) que se realizó para comprobar el rango de cointegración $\mathbf{r}=\mathbf{0}$, se observó que a un 5% de nivel de significancia, éste fue distinto a cero, cuando al observar el valor estadístico de 34,94 resultó mayor al valor crítico de 14,9. Diferente ocurrió con $\mathbf{r}\leq\mathbf{1}$, cuando se refirió a que el rango de cointegración fue menor o igual a uno, planteamiento que debió ser aceptado dado que el valor estadístico fue 3,61 siendo menor al valor crítico 8,18, a un 5% de significancia.

En el cuadro 4 se muestran los resultados obtenidos de acuerdo a la prueba de Engle y Granger (1987) y el análisis de cointegración por umbral mediante cuatro modelos autorregresivos: TAR, TAR consistente (TAR.C), MTAR y MTAR consistente (MTAR.C), limitando a doce rezagos (lags) como rezago máximo apropiado para abordar la posible corrección de la serie residual. Los resultados demostraron al analizar los criterios AIC, BIC y Ljung-Box, que nueve rezagos fueron suficientes y al observar los valores obtenidos en cada uno de los modelos según los criterios AIC y BIC se pudo detectar que el modelo MTAR.C fue el que mejor se ajustó de acuerdo a que resultó con los menores valores negativos, al compararlo con los otros tres modelos.

negative values when compared with the other three models.

Equal to the values coming from positive deviations (shocks) ρ_1^+ these were significant at 5% for MTAR.C, showing that there was a faster adjustment speed for positive discrepancies with a threshold of -0.056, since positive deviations in long-term equilibrium because of the price increments of Chilean corn or reductions in the Argentinian price were eliminated at a rate of 20.2% per month. Nevertheless, for the negative deviations (shocks) ρ_2^- concerning the long-term equilibrium as result of the price reduction of Chilean corn or price increase of Argentinian corn, it eliminated at a speed of the 4.3%. Thus, the positive deviations took approximately five months ($1/0.202= 4.9$ months) to be completely absorbed, while negative deviations required nearly two years ($1/0.043= 23.2$ months). There was then a slower convergence for the negative deviations than for the positive deviations in the long-term equilibrium.

In table 5 are reported the asymmetric bugfixes results with threshold cointegration model for corn prices between Chile and Argentina, this analysis should clarify that the column named Argentina corresponded to the results where there was the dependent variable, while in Chile it was the independent variable.

For the case of the model that had as dependent variable Argentina, there were four explanatory variables

Cuadro 4. Resultados de Engle-Granger y cointegración por umbral para los precios del maíz entre Chile y Argentina.**Table 4. Results of Engle-Granger and threshold cointegration for corn prices between Chile and Argentina.**

Modelos	Engle-Granger	TAR	TAR.C	MTAR	MTAR.C
Estimación					
Umbral		0	0,08	0	-0,056
ρ_1^+	-0,153 (-6,355)	-0,172*** (-3,843)	-0,212*** (-4,531)	-0,193*** (-4,687)	-0,202*** (-6,004)
ρ_2^-		-0,178*** (-4,613)	-0,154*** (-4,168)	-0,158*** (-3,85)	-0,043 (-0,61)
Diagnóstico					
AIC		-1195,92	-1197,06	-1196,37	-1200,38
BIC		-1147,02	-1148,15	-1147,46	-1151,477
Q^{LB4}	0,5424	0,955	0,955	0,954	0,954
Q^{LB8}	0,5111	0,996	0,997	0,997	0,998
Q^{LB12}	0,0040	0,015	0,017	0,015	0,021

*Nivel de significancia de 10%. ** Nivel de significancia del 5%. *** Nivel de significancia del 1%.

Al igual que los valores procedentes de las desviaciones (shocks) positivas ρ_1^+ resultaron significativos al 5% para el MTAR.C demostrando que hubo una velocidad de ajuste más rápida para las discrepancias positivas, con un valor umbral de -0,056, ya que las desviaciones positivas respecto al equilibrio a largo plazo como resultado de los aumentos de precios del maíz chileno o disminuciones en el precio argentino se eliminaron a una velocidad de 20,2% por mes. En cambio, para las desviaciones (shocks) negativas ρ_2^- respecto al equilibrio

with different significance levels, two of them α_1^+ , β_3^- at 1%, one of them δ^+ at 5% and α_1^- at 10%. On the other hand, the second model that presented Chile as dependent variable had five explanatory variables, three of them α_1^+ , β_1^- and δ^+ with 1% significance, and two of them α_4^- and δ^- with 10% of significance. Regarding the analysis of the AIC and BIC criteria since it presented the lowest criteria in regards to values 1343.983 and 1262.248, respectively, it could be indicated that the specification of the model had a better adjustment in Chile than in Argentina.

a largo plazo como resultado de la disminución de precios del maíz chileno o aumento del precio del maíz argentino, se eliminó a una velocidad del 4,3%. De manera que, las desviaciones positivas demoraron alrededor de casi cinco meses ($1/0,202=4,9$ meses) en ser completamente absorbidas, mientras que las desviaciones negativas requirieron casi dos años ($1/0,043=23,2$ meses). Hubo entonces, una convergencia más lenta para las desviaciones negativas que para las desviaciones positivas, en el equilibrio a largo plazo.

En el cuadro 5 se reportan los resultados del modelo de corrección de errores asimétricos con cointegración por umbral para los precios del maíz entre Chile y Argentina, en este análisis se debe aclarar que la columna que lleva por nombre Argentina, correspondió a los resultados donde en ese país fue la variable dependiente, mientras que en Chile fue la variable independiente y el caso contrario en la columna denominada Chile.

Para el caso del modelo que tuvo como variable dependiente a Argentina resultaron cuatro variables explicativas con distintos niveles de significancia, dos de ellos α_1^+ , β_3^- al 1%, uno de ellos δ^+ al 5% y α_1^- al 10%. En cambio, el segundo modelo que presentó como variable dependiente a Chile tuvo cinco variables explicativas, tres de ellas α_1^+ , β_1^- y δ^+ con un 1% de significancia, y dos de ellas α_4^- y δ^- con 10% de significancia. Asociado al análisis de los criterios AIC y BIC dado que presentó los criterios más bajos en cuanto a valores 1343,983 y 1262,248, respectivamente, se podría indicar que la especificación del modelo tuvo

In relation to Granger causality verification in each of the models regarding prices of α (Argentina) and prices of β (Chile), the test did not mention causality. However, according to the hypotheses showed in table 5, $H_{01}: \alpha^+ = \alpha^- = 0$ y $H_{02}: \beta^+ = \beta^- = 0$, the estimator for H_{01} , 4.876 was significant at 1%, this indicated that the corn price in Argentina contributed to the price estimation in Chile. In the meantime, Chilean price did not affect corn price in Argentina, when the referent value of 1.514 (H_{02}) was not statistically significant. In terms of the values obtained of 3.724 for Argentina and 1.824 for Chile these proved that there was a significant impact on their own price. In this way, at short-term the price of Argentina has evolved more independently, while the price of Chile has depended on the price of Argentina in the previous periods.

Regarding the symmetrical or asymmetrical effects for either positive or negative effects that existed in each of the variables, the other hypothesis test was presented which corresponded to: $\alpha_2^+ = \alpha_2^-$ and $H_{04}: \beta_4^+ = \beta_4^-$. For the first case, the variable α represented Argentina in lag or lag2 and in the second case, the variable β referred to Chile in the lag or lag4. It was observed that only the estimator 3.334 was significant at a level of 10%, the positive and negative corn prices of Argentina in the second lag presented an asymmetrical effect on the corn prices of Chile.

The global accumulative effect showed by the variable model for both the accumulated positive and negative effects were significant in the model

Cuadro 5. Modelo de corrección de errores asimétricos para cointegración por umbral para los precios del maíz entre Chile y Argentina.**Table 5. Error correction model for asymmetric threshold cointegration for corn prices between Chile and Argentina**

	Argentina (variable dependiente)		Chile (variable dependiente)	
	Estimación	Radio	Estimación	Radio
Θ	-0,003	-0,372	0,003	0,436
α_1^+	0,324***	3,706	0,343***	4,918
α_2^+	-0,115	-1,271	-0,105	-1,468
α_3^+	-0,045	-0,493	0,106	1,468
α_4^+	-0,101	-1,115	-0,014	-0,194
α_1^-	0,164*	1,854	0,091	1,287
α_2^-	0,101	-1,144	0,103	1,465
α_3^-	-0,048	-0,538	-0,01	-0,136
α_4^-	0,026	0,297	0,13*	1,852
β_1^+	-0,088	-0,842	-0,031	-0,375
β_2^+	0,111	1,054	-0,023	-0,276
β_3^+	-0,006	-0,056	0,062	0,748
β_4^+	0,068	0,692	0,08	1,022
β_1^-	-0,05	-0,51	0,243***	3,088
β_2^-	0,093	0,948	-0,008	-0,107
β_3^-	-0,258***	-2,694	-0,063	-0,833
β_4^-	-0,057	-0,601	-0,081	-1,078
δ^+	0,082**	2,438	-0,147***	-5,463
δ^-	-0,021	-0,39	-0,083*	-1,904
R ²	0,092		0,261	
AIC	-1143,987		-1343,983	
BIC	-1062,251		-1262,248	
Q ^{LB} (4)	1,000		0,980	
Q ^{LB} (8)	0,526		0,662	
H ₀₁ : $\alpha^+i = \alpha^-i = 0$	3,724***	[0]	4,876***	[0]
H ₀₂ : $\beta^+i = \beta^-i = 0$	1,514	[0,15]	1,824*	[0,07]

* Nivel de significancia de 10%. ** Nivel de significancia del 5%. *** Nivel de significancia del 1%.

Cuadro 5. Modelo de corrección de errores asimétricos para cointegración por umbral para los precios del maíz entre Chile y Argentina (Continuación).

Table 5. Error correction model for asymmetric threshold cointegration for corn prices between Chile and Argentina (Continuation).

	Argentina (variable dependiente)		Chile (variable dependiente)	
	Estimación	Radio	Estimación	Radio
$H_{03}: \alpha^+_2 = \alpha^-_2$	2,262	[0,13]	3,334*	[0,07]
$H_{04}: \beta^+_4 = \beta^-_4$	0,63	[0,43]	1,653	[0,2]
$H_{05}: \sum_{i=4}^s \alpha^+_i = \sum_{i=4}^s \alpha^-_i$	0,424	[0,52]	0,004	[0,95]
$H_{06}: \sum_{i=4}^s \beta^+_i = \sum_{i=4}^s \beta^-_i$	1,771	[0,18]	0,00	[0,99]
$H_{07}: \delta^+ = \delta^-$	3,113*	[0,08]	1845	[0,18]

* Nivel de significancia de 10%. ** Nivel de significancia del 5%. *** Nivel de significancia del 1%.

un mejor ajuste en Chile que para el de Argentina.

En cuanto a la verificación de la Causalidad de Granger en cada uno de los modelos con respecto a los precios de α (Argentina) y los precios de β (Chile), el test de Granger, por sí solo no señaló causalidad. Sin embargo, de acuerdo a las pruebas de hipótesis mostradas en el cuadro 5, $H_{01}: \alpha^+i = \alpha^-i = 0$ y $H_{02}: \beta^+i = \beta^-i = 0$, el estimador para la H_{01} , 4,876 resultó significativo al 1%, esto indicó que el precio del maíz de Argentina contribuyó a la estimación del precio en Chile. Mientras que el precio de Chile no afectó el precio del maíz en Argentina, cuando el valor referente de 1,514 (H_{02}) no resultó estadísticamente significativo. En cuanto a los valores obtenidos de 3,724 para Argentina y 1,824 para Chile probaron que tuvo un impacto significativo en su propio

based in the third test of hypothesis, that referred: $H_{05}: \sum_{i=4}^s \alpha^+_i = \sum_{i=4}^s \alpha^-_i$ and $H_{06}: \sum_{i=4}^s \beta^+_i = \sum_{i=4}^s \beta^-_i$. In this way, the existence of an asymmetric effect in the distribution of lags was not dismissed; nevertheless, it was concluded that cumulative effects were symmetrical.

Finally, in terms of general asymmetry of coefficients in short term corresponding to: $H_{07}: \delta^+ = \delta^-$. In this case, the estimator 3.113 proved to be significant at 10%, this showed an asymmetry in the coefficients in the general adjustments in the short-term for the model that presented Argentina as dependent variable. In contrast, in the model that presented Chile as dependent variable, none statistical significance was observed in the parameters; thus, it was observed that the symmetrical correction model was the one that showed better adaptation to these data.

precio. De esta forma en el corto plazo, el precio de Argentina ha evolucionado de manera más independiente, mientras que el precio de Chile ha sido dependiente del precio de Argentina en los periodos anteriores.

En lo concerniente a los efectos simétricos o asimétricos, ya fuera mediante efectos positivos o efectos negativos que existieron en cada una de las variables, se presentó la otra prueba de hipótesis que correspondió: $H_{03}: \alpha^+_2 = \alpha^-_2$ y $H_{04}: \beta^+_4 = \beta^-_4$. Para el primer caso, se refirió a la variable α que representó a Argentina en el rezago o lag2 y en el segundo caso se refirió a la variable β que representó a Chile en su rezago o lag4. Se observó que solo el estimador 3,334 fue significativo a un nivel del 10%, esto se tradujo en que los efectos positivos y negativos de los precios del maíz de Argentina en su segundo rezago presentó un efecto asimétrico sobre los precios del maíz chileno.

El efecto acumulativo global que entregó al modelo las variables, tanto los efectos positivos como negativos acumulados resultaron significativos en el modelo basado en la tercera prueba de hipótesis, que refirió: $H_{05}: \sum_{i=4}^4 \alpha^+_i = \sum_{i=4}^4 \alpha^-_i$ y $H_{06}: \sum_{i=4}^4 \beta^+_i = \sum_{i=4}^4 \beta^-_i$. De esta manera no se descartó la existencia de algún efecto asimétrico en la distribución de los rezagos; no obstante, se concluyó que los efectos acumulativos fueron simétricos.

Finalmente, en cuanto a la asimetría general de los coeficientes en el corto plazo, correspondientes a: $H_{07}: \delta^+ = \delta^-$. Para este caso el estimador 3,113 resultó ser significativo al 10%, esto demostró una asimetría en los

When analyzing the evidence regarding the symmetrical error correction model between Chile and Argentina, it was determined that even with the existence of statistical significant asymmetry in the lag 2, there was not asymmetry in the global test, that is, both positive and negative effects did not behave asymmetrically. On the other hand, none statistical significance was observed in the coefficient asymmetry in the general adjustments in short term. Therefore, the best model for these time series was the symmetrical error correction model.

It was determined using the AIC and BIC criteria (table 6), that the maximum number of lags corresponded to 12 and the model that best adjusted to the first lag was the one obtained by the BIC criterion; however, when reviewing the p-value (0.09) obtained from the Ljung-Box test, $Q^{LB}(12)$, was confirmed the presence of autocorrelation when comparing this value with a significance level of 10%, which was less to 0.1, discarding the non-autocorrelation hypothesis.

Likewise, considering the BIC criterion (table 6), the best model as dependent variable to Chile presented three statistically significant coefficients at 0.1%, as well as the global adjustment, since the p-value was lower to 0.05. The adjustment speed was 15.5% per month, making the price transmission to take approximately nine months ($1/0.115 = 8.7$ months) to be fully absorbed to achieve long-term equilibrium.

However, if observed the results embodied in the table 7 it can be

coeficientes en los ajustes generales a corto plazo para el modelo que presentó como variable dependiente Argentina. En cambio para el modelo que presentó como variable dependiente a Chile, no hubo significancia estadística en los parámetros, por lo que se observó que el Modelo de Corrección Simétrico fue el que mejor se adecuó a estos datos.

Al analizar las pruebas, en cuanto al modelo de corrección de errores simétrico entre Chile y Argentina, se determinó que aun con la existencia de asimetría estadísticamente significativa en el rezago 2, no hubo asimetría en la prueba global, es decir, los efectos tanto positivos como negativos no se comportaron de forma asimétrica. Por otra parte, tampoco se observó una significancia estadística en la asimetría de los coeficientes en los ajustes generales a corto plazo. De manera que, el mejor modelo para estas series de tiempos resultó ser el modelo de corrección de error simétrico.

Se determinó mediante los criterios AIC y BIC (cuadro 6), que el número máximo de rezagos correspondieron a 12 y el modelo que mejor se ajustó en lo que se refirió al primer rezago fue el que se obtuvo mediante el criterio BIC; sin embargo, al revisar el p-valor (0,09) obtenido de la prueba de Ljung-Box test, $Q^{LB}(12)$, se podría confirmar la presencia de autocorrelación, al comparar este valor con un nivel de significancia del 10%, resultó menor a 0,1, haciendo entonces que se rechazara la hipótesis de no autocorrelación.

Asimismo, considerando el criterio BIC (cuadro 6), el mejor modelo como variable dependiente a Chile

seen that the best model according to the AIC criterion, was the one that specified 12 lags, where there were not auto-correlation problems. Also, 10 statistically significant coefficients were found as well as the global adjustment, value p ($2.2e^{-16}$) was lower to 0.05; this allowed verifying that the parameters were different from zero. The adjustment speed was 14.8%, taking approximately seven months to transmit prices ($1/0.148=6.8$ months), to be completely absorbed and obtain a long-term equilibrium.

The price of Argentina has evolved independently, while the price of Chile has depended on Argentina in the earlier periods, showing a cointegration between the Chilean and Argentinian corn markets. In similar studies about the transmission of spatial prices in wheat Valdés *et al.* (2011) the results showed a strong integration of markets between Chile, Argentina and United States, being the latter the leader of these. Likewise, the Chilean domestic price was influenced by both markets. Similar conclusion was observed in the study carried out in local markets of pepper in the region of Sarawak (Malaysia), where strong cointegration evidence was observed between prices of white pepper and black pepper on each of the analyzed markets, as well as the price of each type of pepper in the markets (Sephton, 2011).

Conclusions

In the multi-market, the efficiency of a group of markets has close relationship with the dynamic of prices, since the faster is the response higher is the efficiency with regards

Cuadro 6. Modelo de corrección de errores simétricos, según criterio BIC.**Table 6. Symmetric error correction model using BIC criterion.**

	Chile	
	Estimación	Radio
Θ	0,001	0,418
α_1	0,201***	4,835
β_1	0,207***	4,653
Δ	-0,115***	-5,613
p-valor	2,2e ⁻¹⁶	
R ²	0,193	
AIC	-1316,96	
BIC	-1296,49	
Q ^{LB} (4)	0,1	
Q ^{LB} (8)	0,1	
Q ^{LB} (12)	0,09	

° Nivel de significancia de 10%. * Nivel de significancia del 5%. ** Nivel de significancia del 1%. *** Nivel de significancia de 0,1%.

resultante presentó tres coeficientes estadísticamente significativos al 0,1%, al igual que su ajuste global, dado que el p-valor fue menor a 0,05. La velocidad de ajuste fue del 15,5% por mes, lo cual hizo que la transmisión de precios se demorase aproximadamente nueve meses (1/0,115= 8,7 meses) en ser completamente absorbida para lograr el equilibrio a largo plazo.

Sin embargo, si se observan los resultados plasmados en el cuadro 7, el mejor modelo según el criterio AIC, fue el que especificó 12 rezagos, en donde no hubo problemas de autocorrelación. Además, se encontraron diez coeficientes estadísticamente significativos al igual que su ajuste

to the flow of information and the mechanism of price transmission, that is, a group of markets is efficient when adjusting instantly and agreeing in a stable equilibrium. Chile has depended on the prices of Argentina since a symmetric price transmission was observed, being the symmetrical error correction model the one that better adjusts to the data where symmetry is assumed to happen among the variables and without distinguishing among positive and negative deviations (shocks).

It is also important to emphasize that according to the BIC criterion, where the model presented three statistically significant coefficients, an

Cuadro 7. Modelo de corrección de errores simétricos, según criterio AIC.**Table 7. Symmetric error correction model using AIC criterion.**

	Chile	
	Estimación	Radio
Θ	0,004	1,492
α_1	0,193***	4,604
α_2	0,014	0,325
α_3	0,066	1,553
α_4	0,061	1,416
α_5	0,104*	2,440
α_6	0,057	1,336
α_7	0,098*	2,306
α_8	0,040	0,932
α_9	0,074 °	1,740
α_{10}	0,011	0,262
α_{11}	0,031	0,763
α_{12}	-0,036	-0,864
β_1	0,098 °	1,909
β_2	-0,041	-0,797
β_3	-0,026	-0,519
β_4	-0,058	-1,138
β_5	-0,068	-1,344
β_6	-0,084 °	-1,693
β_7	-0,059	-1,215
β_8	-0,125**	-2,627
β_9	0,006	0,125
β_{10}	-0,079 °	-1,715
β_{11}	0,040	0,873
β_{12}	0,121**	2,823
Δ	-0,148***	-5,157

°Nivel de significancia del 10%. *Nivel de significancia del 5%. **Nivel de significancia del 1%.

***Nivel de significancia del 0,1%.

Cuadro 7. Modelo de corrección de errores simétricos, según criterio AIC (Continuación).**Table 7. Symmetric error correction model using AIC criterion (Continuation).**

	Chile	
	Estimación	Radio
p-valor	2,2e ⁻¹⁶	
R ²	0,29	
AIC	-1349,85	
BIC	1240,00	
Q ^{LB} (4)	0,99	
Q ^{LB} (8)	1,00	
Q ^{LB} (12)	1,00	

^aNivel de significancia del 10%. ^{*}Nivel de significancia del 5%. ^{**}Nivel de significancia del 1%. ^{***}Nivel de significancia del 0,1%.

global, el valor p (2,2e⁻¹⁶) resultó menor a 0,05; esto permitió comprobar que los parámetros fueron distintos de cero. La velocidad de ajuste resultó del 14,8%, esto hizo que la transmisión de precios se demorase aproximadamente siete meses (1/0,148= 6,8 meses), para ser completamente absorbida y lograr el equilibrio a largo plazo.

De esta forma, el precio de Argentina ha evolucionado de manera independiente, mientras que el precio de Chile ha sido dependiente del precio de Argentina en los periodos anteriores, mostrando una cointegración entre los mercados del maíz chileno y argentino. En estudios similares con respecto a la transmisión de precios espaciales en el trigo Valdés *et al.* (2011) los resultados mostraron una fuerte integración de mercados entre Chile, Argentina y Estados Unidos, siendo este último el líder de estos. Asimismo, el precio

adjustment speed of 15.5% by month was observed, this result allows inferring that the price transmission takes approximately 9 months to be completely absorbed to obtain the long-term equilibrium. Meanwhile, the AIC criterion shows that the best model has ten statistically significant coefficients where was evidenced a speed adjustment of 14.8%, showing that the price transmission would take 7 months to be fully absorbed. It is worth mentioning that all actors of a market must know the nature of the price transmission, since it works as objective information because the lack of transmission implies little information available in the market directly affecting the decision-making processes of the participants; especially the small and medium producers since a good price transmission is essential so these are capable of observing the

doméstico chileno fue influenciado por ambos mercados. Similar conclusión se observó en el estudio realizado con respecto a los mercados locales de la pimienta en la región Sarawak (Malasia), en donde se constató una fuerte evidencia de cointegración entre los precios de la pimienta blanca y la pimienta negra en cada uno de los mercados analizados, así como en el precio de cada tipo de pimienta en los mercados (Sephton, 2011).

Conclusiones

En el contexto de multimercado, la eficiencia de un grupo de mercados, tiene íntima relación con la dinámica de los precios, dado que mientras más rápida es la respuesta, mayor es la eficiencia con respecto al flujo de información y el mecanismo de transmisión de precios, es decir un grupo de mercados es eficiente cuando todos se ajustan instantáneamente y coinciden en un equilibrio estable. Chile ha sido dependiente de los precios de Argentina puesto que se evidenció una transmisión de precios simétrica, siendo entonces el modelo de corrección de error simétrico el que mejor se ajusta a los datos donde se supone simetría entre las variables y no distingue entre las desviaciones (shocks) positivas y negativas.

También es importante destacar que de acuerdo al criterio BIC, en donde el modelo presentó tres coeficientes estadísticamente significativos se observó una velocidad de ajuste de 15,5% por mes, este resultado permite inferir que la transmisión de precios se demora aproximadamente 9 meses

behavior of the future market and at the same time they can formulate strategies to be more competitive. rezagos.

End of English version

en ser completamente absorbida para lograr el equilibrio a largo plazo. Mientras que, el criterio AIC demuestra que el mejor modelo posee 10 coeficientes estadísticamente significativos en donde se evidenció una velocidad de ajuste del 14,8%, demostrando que la transmisión de precios se demoraría 7 meses en ser completamente absorbida. Es importante destacar que es de suma importancia para todos los actores de un mercado conocer la naturaleza de la transmisión de precios del mercado, dado que sirve como información objetiva, puesto que la falta de transmisión implica una reducción de la información disponible en el mercado afectando directamente los procesos de toma de decisiones de los diversos participantes. Especialmente a los pequeños y medianos agricultores dado que una buena transmisión de precios es indispensable para que estos sean capaces de visualizar el comportamiento del mercado futuro y a la vez logren formular estrategias para ser más competitivos.

Literatura citada

Abidoeye, B. y M. Labuschagne. 2014. The transmission of world maize price to South African maize market: a threshold cointegration approach. *Agric. Econ.* 45:501-512.

- Acosta, A., R. Ihle and M. Robles. 2014. Spatial price transmission of soaring milk prices from global to domestic markets. *Agribusiness* 30:64-73
- Araujo-Enciso, S. 2011. Análisis de transmisión de precios entre los mercados de maíz mexicanos y el mercado estadounidense: métodos lineales y no lineales. *Rev. Esp. Estud. Agrosoc. Pesq.* 229:39-78.
- Ben-Kaabia, M. and J. Gil. 2004. Asymmetric price transmission in the Spanish lamb sector. *Eur. Rev. Agric. Econ.* 34:53-80.
- Blinder, A., E. Canetti, D. Lebow and J. Rudd. 1998. *Asking about prices: a new approach to understanding price stickiness.* Russell Sage Foundation. New York.
- Brummera, B., S. Von Cramon-Taubadela and S. Zoryab, 2009. The impact of market and policy instability on price transmission between wheat and flour in Ukraine. *Eur. Rev. Agric. Econ.* 36:203-230.
- Chen, S., J. Jackson, H. Kim and P. Resiandini. 2014. What drives commodity prices?. *Am. J. Agr. Econ.* 96:1455-1468.
- Enders, W. 2004. *Applied econometric time series.* John Wiley & Sons, Inc., New York. 480 p.
- Enders, W. and M. Holt. 2012. Sharp breaks or smooth shifts? An investigation of the evolution of primary commodity prices. *Am. J. Agr. Econ.* 94:659-673.
- Enders, W. and P. Siklos. 2001. Cointegración and threshold adjustment. *J. Bus. Econ. Stat.* 19:166-176.
- Engle, R. and C. Granger. 1987. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55:251-276.
- Emmanouilides, C. and P. Fousekis. 2015. Vertical price dependence structures: Copula-based evidence from the Beef supply chain in the USA. *Eur. Rev. Agric. Econ.* 42:77-97.
- Granger, C. and T. Lee. 1989. Investigation of production, sales, and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models. *J. Appl. Econ.* 4:145-159.
- Greb, F., S. Von Cramon-Taubadel, T. Krivobokova and A. Munk. 2013. The estimation of threshold models in price transmission analysis. *Am. J. Agric. Econ.* 95:900-916.
- Goodwin, B. and N. Piggot. 2001. Spatial market integration in the presence of threshold effects. *Am. J. Agric. Econ.* 83:302-317.
- Gutiérrez, L., F. Piras and P. Roggero. 2014. A global vector autoregression model for the analysis of wheat export prices. *Am. J. Agric. Econ.* 60(2):173-185.
- Johansen, S. 1991. The role of the constant term in cointegration analysis of non stationary variables. Preprint N°1. Institute of Mathematical Statistics. University of Copenhagen. Copenhagen. Dinamarca.
- Kinnucan, H. and O. Forker. 1987. Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. *Am. J. Agric. Econ.* 69:285-292.
- Koutroumanidis, T., E. Zafeiriou and G. Arabatzis. 2009. Asymmetry in price transmission between the producer and the consumer prices in the wood sector and the role of imports: the case of Greece. *Forest Policy Econ.* 11:56-64.
- Meyer, J. 2004. Measuring market integration in the presence of transaction costs—a threshold vector error correction approach. *Agric. Econ.* 31:327-334.
- Meyer, J. and S. Von Cramon-Taubadel. 2004. Asymmetric price transmission: A survey. *J. Agric. Econ.* 55:58-611.
- Myers, R. and T.S. Jayne. 2011. Multiple-regime spatial price transmission with an application to maize markets in Southern Africa. *Am. J. Agric. Econ.* 94:174-188.
- Myers, R., S. Johnson, M. Helmar and H. Baumes. 2014. Long-run and short-run co-movements in energy prices and the prices of agricultural feedstocks for biofuel. *Am. J. Agric. Econ.* 96:991-1008.

- Oficina de Estudios y Políticas Agrarias (ODEPA). 2013. Actualización de estudio de análisis y evaluación de la competitividad transparencia del mercado nacional de maíz. Ministerio de Agricultura. Chile.
- Sephton, P. 2011. Spatial arbitrage in sarawak pepper prices. *Can. J. Agric. Econ.* 59:105-416.
- Serra, T. and J. Gil. 2006. Local polynomial fitting and spatial price relationships: Price transmission in EU pork markets. *Eur. Rev. Agric. Econ.* 33:415-436.
- Sun, C. 2011. Price dynamics in the import wooden bed market of the United States. *Forest Policy Econ.* 13:479-487.
- Valdés, R., S Von Cramon-Taubalde and J. Díaz. 2011. Market integration for chilean wheat price using vector error correction models (VECM), a cointegration analysis. *Cienc. Inv. Agr.* 38:5-14.
- Verreth, D., G. Emvalomatis, F. Bunte, R. Kemp and A. OudeLansink. 2015. Price transmission, international trade, and asymmetric relationships in the Dutch agri-food chain. *Agribusiness* 31:1-22.
- Vollrath, T. and C. Hallahan. 2006. Testing the integration of U.S.-Canadian meat and livestock markets. *Can. J. Agric. Econ.* 54:55-79.