

Un análisis de la integración espacial de los mercados de la soja y el maíz

Giorgetti, M.; S. Calvo y L. Salvador

RESUMEN

El objetivo de este trabajo fue estudiar la transmisión de señales de precios internacionales (FOB Chicago) a precios domésticos (precio FAS, Argentina), para dos *commodities* agrícolas (maíz y soja) durante el periodo 1985-2003, en el marco de la teoría de la integración espacial de mercados; ésta se fundamenta en la definición operacional de la ley de un solo precio. La metodología utilizada consistió en determinar las propiedades econométricas de las series y comprobar la integración de los mercados aplicando el análisis de cointegración por medio de vectores autoregresivos (VAR). Entre los resultados se destaca la integración espacial de mercados a largo plazo en ambos productos y se verifica la versión absoluta de la ley de un solo precio entre los dos mercados. Así, frente a desequilibrios en la relación de largo plazo entre el precio interno y el externo, ambos reaccionan al periodo siguiente de forma de volver al equilibrio.

Palabras clave: soja, maíz, cointegración, vectores autoregresivos, integración espacial de mercados.

Giorgetti, M., S. Calvo and L. Salvador, 2007. An analysis of the spatial integration of the soya and the corn markets. *Agriscientia* XXIV (2): 79-85

SUMMARY

The main goal of this work is to study the transmission of the international price signals (FOB Chicago) to domestic prices (FAS price) in the frame of the theory of the spatial integration of the markets (being the operational definition the law of only one price), for a group of agricultural "commodities" (corn and soybean) produced in Argentina between the period 1985 and 2003. The methodology consists on establishing the econo-

Fecha de recepción: 19/9/06; fecha de aceptación: 28/9/07

metric properties of the series and assessing the integration of the markets applying a co-integration analysis by means of autoregressive vectors (VAR). Among the results, the long term spatial integration of the corn and soya markets is outlined. Thus, in the presence of a disequilibrium in the long term relationship between the domestic and the international prices, both react -the following period- in order to return to the equilibrium.

Key words: soybean, corn, co-integration, autoregressive vectors, spatial integration of markets.

M. Giorgetti, S. Calvo y L. Salvador. Departamento de Desarrollo Rural, Facultad de Ciencias Agropecuarias, Universidad Nacional de Córdoba, C.C. 509. 5000 Córdoba, Argentina. Correspondencia a S. Calvo: scalvo@agro.uncor.edu

INTRODUCCIÓN

La década del 90 ha resultado para el sector agropecuario argentino una etapa de importantes transformaciones, orientadas hacia una mayor aplicación de tecnología y a un mejor aprovechamiento de los recursos naturales. Este proceso de cambio se ha traducido, entre otras cosas, en la obtención de volúmenes récord de producción y exportación de granos y subproductos, nunca antes registrados por la Argentina (Obschatko, 1997; Estefanell *et al.*, 2000; Reca y Parellada, 2001)

Entre los cultivos relevantes se encuentran la soja y el maíz. En el caso de soja, la Argentina ocupa el tercer lugar como productor mundial de grano y primer exportador de harina y aceite. En cuanto al maíz, la Argentina se posicionó en la última década como el segundo exportador y quinto productor a nivel global; el mercado mundial de maíz se caracteriza por ser fuertemente concentrado en la producción y en la exportación (INDEC, 2004; SAGPyA, 2004).

Dado la importancia de la soja y el maíz para la economía nacional y por ser el precio una variable clave en la asignación de recursos por parte de los agentes económicos, resulta fundamental estudiar la relación entre precios internacionales e internos de los productos. Esto es debido a que la formación del precio interno es altamente dependiente de los precios internacionales (Timmer *et al.*, 1986; Ardeni, 1989; Lorenzo, 1989; Caldenty y Gomez Muñoz, 1993; Tomek y Robinson, 1995; Tugores, 1999; Fosatti y Rodríguez, 2002) por lo cual resulta relevante

analizar la existencia o no de integración espacial de mercados. En la Argentina, fundamentalmente la volatilidad de las políticas comerciales y cambiarias han producido desvíos sistemáticos en los precios de bienes idénticos que se comercializan a nivel internacional (Cavallo *et al.*, 1989; Mundlak *et al.*, 1989; Calvo, 1996).

Para estudiar las relaciones entre los precios internacionales y domésticos de un producto en particular, el marco de análisis utilizado es la "ley de un sólo precio", que constituye la definición operacional de integración de mercados (Samuelson, 1964; Salvatore, 1998). A nivel internacional, entre los trabajos que tratan la integración de mercados se destacan algunos. Para el caso de Uruguay, Fosatti y Rodríguez (2002) evalúan la transmisión de señales de precios internacionales a los precios domésticos para un conjunto de "commodities". Se trata de bienes indiferenciables, que se comercializan en el mercado internacional; quien lo compra no reconoce su origen, sólo elige por precio y no por calidad (maíz, trigo, sorgo y carne). Sáder Neffa (2003) estudia el sector lácteo uruguayo (1980 y fines de 2002) y enfatiza las características oligopólicas del mercado interno como principal causa de la divergencia del mercado doméstico respecto del internacional. Sáder y Picerno (2001) analizan la transmisión de precios en los diferentes niveles del proceso de comercialización de la carne vacuna en Uruguay. En la economía peruana este tema ha sido estudiado por Vargas Mas (2003), quien analiza la relación existente entre los precios domésticos

peruanos y los precios internacionales para el caso de arroz, azúcar, lácteos y maíz amarillo duro (1990–2002); concluye que los precios internacionales explican parcialmente el comportamiento de los precios domésticos y que existen otras variables de origen interno que tienen una importancia significativa. En la misma línea, Briceño (1990) evalúa la validez empírica de la ley de un sólo precio para diez productos agropecuarios peruanos comercializados internacionalmente para el periodo 1980–1989, y establece que sólo en los casos de café, carne vacuna y leche se cumple la ley de un solo precio; en los otros productos no se verifica debido a las restricciones al libre comercio (cuotas, aranceles, subsidios, entre otros) y a estructuras de mercado de competencia imperfecta en la producción y en la comercialización.

Otro trabajo para mencionar es el de Quiroz y Soto (1995), en el que se analiza la transmisión de señales de precios internacionales a precios domésticos en productos primarios para 78 países (entre los que se incluye a varios países latinoamericanos, si bien no a la Argentina), donde aunque la metodología utilizada difiere sensiblemente de la planteada en este trabajo, las conclusiones resultan relevantes. Concretamente, estos autores sitúan a Uruguay dentro del grupo de países que más rápido se ajusta a los *shocks* de precios internacionales junto a Australia, Canadá y Nueva Zelanda. Concluyen que, para estos países, el 50% o más del cambio de precio en el mercado mundial se transmiten al precio doméstico en un año, evidenciando que estos países incorporan la mayor parte del *shock* del precio mundial en el corto plazo.

Para la Argentina, una de las características es la insuficiencia de trabajos relacionados a la integración espacial de mercados y a la ley de un solo precio. Un trabajo que analiza esta ley es el efectuado por Lema y Brescia (1998), quienes exploran el supuesto que para el periodo 1991–1997 los precios internos de los *commodities* argentinos han transitado un sendero de largo plazo, que es equivalente al observado en los Estados Unidos. Los autores concluyen que los resultados empíricos les permiten aportar evidencia a favor del cumplimiento de la ley de un solo precio para estos productos durante el período examinado.

En este trabajo se examina la transmisión de señales de precios internacionales (FOB Chicago) a precios domésticos (precio FAS, descontado los gastos de comercialización y los derechos de exportación en el periodo en que los hubo), para dos *commodities* agrícolas pampeanos (maíz y soja) en el marco de la teoría de la integración espacial de mercados para el periodo 1985–2003.

MATERIALES Y MÉTODOS

Variables e indicadores utilizados

En la estimación de los modelos se utilizaron las siguientes variables: precio FAS (*Free Alongside Ship*), mercado de Rosario expresado en dólares corrientes y precio internacional FOB (*Free On Board*) mercado de Chicago multiplicado por el tipo de cambio efectivo. Se destaca que en el periodo 1991–2001 coincide el tipo de cambio nominal con el tipo de cambio efectivo, mientras en el periodo 1985–1991 y 2002–2003 no son coincidentes debido a la presencia de aranceles a la exportación.

Los datos son mensuales, y se considera el periodo enero de 1985 a diciembre de 2003. La información que se utilizó en este proyecto proviene de fuentes secundarias, fundamentalmente de los Anuarios Estadísticos de la Bolsa de Comercio de Rosario (2000–2002), Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentos de la Argentina, Food and Agriculture Organization (FAO), United States Department of Agriculture (USDA) (2002–2003) y Revista Márgenes Agropecuarios (1985–2003).

Análisis de datos

La metodología aplicada se basa en las siguientes etapas: en primer lugar, se determinan las propiedades econométricas de las series, estableciendo la transformación estacionaria pertinente para cada una de las series consideradas y el orden de integración regular y estacional. Para ello, se utilizó el test de Dickey- Fuller aumentado (ADF) (Dickey y Fuller, 1979) aplicando el modelo estático bajo forma logarítmica; luego se identifican y estiman los modelos univariantes (ARIMA) de forma de obtener una representación de la estructura temporal de los datos.

En segundo lugar y para comprobar la integración de los mercados sobre la base del análisis de cointegración –que exige en primer lugar que las series tengan el mismo orden de integración–, se aplicó el método de los vectores autorregresivos (VAR), técnica que permite determinar la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables. La relación entre la técnica de vectores autorregresivos y la cointegración se fundamenta en que un grupo de series de tiempo esta cointegrado si existe una combinación lineal estacionaria y dicha combinación no tiene una tendencia estocástica. La combinación lineal es llamada ecuación de cointegración, cuya interpretación permite estudiar las relaciones de equilibrio a largo plazo.

El modelo estático aplicado presenta el precio

doméstico en función del precio internacional:

$$P_i^t = \alpha + \beta P_i^{t*} + \varepsilon_i^t \quad (1)$$

donde P_i^t es el precio doméstico, precio FAS, del producto i en el mes t y P_i^{t*} es el precio internacional FOB Chicago del producto i en el mes t , ambos expresados en dólares americanos. El término ε_i^t es una perturbación aleatoria del producto i en el tiempo t , " α " es el término independiente y " β " provee la elasticidad entre el precio doméstico y el internacional, la cual indica una total transmisión de los movimientos y *shocks* de los precios internacionales a los domésticos en caso que sea próximo a uno.

El tratamiento de los datos se realizó bajo la forma logarítmica y las estimaciones se efectuaron aplicando el programa E-Views 3.1 (Quantitative Micro Software (QMS) 1996-2007).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Propiedades econométricas de las series

Contraste de raíces unitarias

A partir de los contrastes ADF de no estacionariedad de las series de precios de productos agropecuarios considerados en este trabajo, se rechaza la hipótesis de que las series presentan una tendencia (paseo aleatorio con deriva) mientras que no se rechaza la existencia de una raíz unitaria cuando se deja de lado la constante (paseo aleatorio) (Tablas 1 y 2). Asimismo, los resultados de los contrastes ADF indican que las series analizadas presentan una sola raíz unitaria en la frecuencia cero, por lo que se debe aplicar una sola diferencia regular.

Especificación y estimación de los modelos ARIMA

A partir de los modelos presentados en las Tablas 1 y 2, se presenta la modelización ARIMA para las series de precios correspondientes a cada producto. Cabe señalar que las diversas series siguen un modelo de crecimiento tendencial constante, sin estacionalidad en la media. Esto implica que no hay una significación conjunta de las *dummies* estacionales. Para el caso del maíz se modeliza bajo un modelo ARIMA (1.1.2), con lo cual, la variable resulta no estacionaria después de un rezago (Tabla 3).

La soja responde a un modelo ARIMA (2.1.2) y es no estacionaria después de dos rezagos (Tabla 4).

Los resultados indican (Tablas 3 y 4) que los modelos ARIMA para las distintas series de precios no muestran un patrón estacional en su comportamiento, pero comparativamente con el maíz, la soja es la variable que tiene una mejor y más rápida convergencia.

Es de destacar que en la modelización univariante de las series de precios agropecuarios aparecen indicios de exceso de kurtosis, que puede deberse tanto a la presencia de observaciones atípicas como a la existencia de heteroscedasticidad condicional en los residuos del modelo. Estos valores atípicos se concentran a fines de la década del ochenta y a mediados de la década del noventa. Los primeros debido a la combinación de la imposición de retenciones en el mercado interno más los altos niveles de *stocks* a nivel mundial, y los segundos, por los bajos *stocks* internacionales.

Integración de mercados

Estimación de los vectores autoregresivos

Tal como se visualiza en la Tabla 5, para el maíz el precio actual depende del precio interno del periodo anterior y de los precios internacionales coti-

Tabla 1. Maíz. Variable dependiente: logaritmo del precio interno del maíz dos veces diferenciada (LPFASDD)

Variable	Coeficiente	Error Standard	T-Estadístico	Probabilidad
Constante	0,001332	0,006343	0,209923	0,8339
LPFASD1	-0,880818	0,065034	-13,54401	0,0000
ADP Test Estadístico	-7,510635		1% valor crítico *	-3,4612
			5% valor crítico	-2,8746
			10% valor crítico	-2,5737

* Valor crítico para Mackinnon para la hipótesis sobre raíces unitarias

Tabla 2. Soja. Variable dependiente: logaritmo del precio interno de la soja dos veces diferenciada (LPFASDD)

Variable	Coeficiente	Error Standard	T-Estadístico	Probabilidad
Constante	0,003770	0,007214	0,522692	0,6017
LPFASD1	-1,194398	0,065217	-18,31432	0,0000
ADF Test estadístico	-12,01584		1% valor crítico*	-3,4612
			5% valor crítico	-2,8746
			10% valor crítico	-2,5737

* Valor crítico para Mackinnon para la hipótesis sobre raíces unitarias

Tabla 3. Maíz. Modelo ARIMA

Variable Dependiente LPFASDD

Observaciones incluidas: 225

Converge aproximadamente después de 9 iteraciones

Variable	Coeficiente	Error Standard	T-Estadístico	Probabilidad
AR(1)	-0,948859	0,019445	-48,79676	0,000
MA(2)	-0,983804	0,006401	-153,6885	0,000
R ² ajustado: 0,458497		SD variable dependiente: 0,128456		
DW: 1,805566		F-Estadístico: 188,8168		

Tabla 4. Soja. Modelo ARIMA

Variable Dependiente LPFASDD

Observaciones incluidas: 224

Converge aproximadamente después de 6 iteraciones

Variable	Coeficiente	Error Standard	T-Estadístico	Probabilidad
AR(1)	-1,172296	0,065774	-17,82306	0,000
AR(2)	-0,189334	0,065480	-2,891487	0,004
MA(2)	-0,981703	0,007223	-135,9218	0,000
R ² ajustado: 0,596675		SD variable dependiente: 0,171246		
DW: 2,009631		F-Estadístico: 165,9521		

Tabla 5. Maíz. Modelo resultante de la estimación de Vectores Autoregresivos (VAR)

Variable dependiente: LPFAS

Observaciones incluidas: 226

Variable	Coeficiente	Error Standard	T-Estadístico	Probabilidad
Constante	0,205364	0,150334	1,366049	0,1733
LPFAS(-1)	0,926174	0,028178	32,86901	0,0000
LPFOB(-1)	0,295704	0,099991	2,959709	0,0034
LPFOB(-2)	-0,268297	0,096685	-2,774969	0,0060
R ² ajustado: 0,895238		SD variable dependiente: 0,187977		
DW: 1,807454		F-Estadístico: 641,9077		

Tabla 6. Soja. Modelo resultante de la estimación de Vectores Autoregresivos (VAR)

Variable	Coefficiente	Error Standard	T-Estadístico	Probabilidad
Variable dependiente: LPFAS				
Observaciones incluidas: 226				
Constante	0,201674	0,229495	0,878773	0,3805
LPFAS(-1)	0,729771	0,068162	10,70636	0,0000
LPFAS(-2)	0,198207	0,067891	2,919507	0,0039
LPFOB(-1)	0,320244	0,146575	2,184851	0,0300
LPFOB(-2)	-0,288082	0,147245	-1,956478	0,0517
R ² ajustado: 0,872453		SD variable dependiente: 0,297900		
DW: 2,033205		F-Estadístico: 385,7622		

zados hasta con dos rezagos. Para la soja (Tabla 6) el precio interno actual depende del precio de los dos periodos anteriores, tanto en el mercado interno como en el internacional. Así, para estos dos cultivos se comprueba la existencia de una relación de cointegración que vincula al precio externo con el precio interno. Se puede afirmar que esos precios comparten una tendencia común y que, por tanto, los mercados se encuentran espacialmente integrados en el largo plazo.

En términos de la ley de un solo precio, los resultados obtenidos verifican la versión absoluta de dicha ley entre el mercado interno y el externo, para los casos analizados en este trabajo. De esta forma, para la soja y el maíz se encuentra que frente a desequilibrios en la relación de largo plazo entre el precio interno y el externo ambos reaccionan al período siguiente de forma de volver al equilibrio. Estos resultados son coincidentes con los obtenidos por Lema y Brescia (1998) quienes encuentran que la ley de un solo precio –para la Argentina– se cumple para maíz, soja, girasol y trigo (estos dos últimos cultivos no fueron contemplados en nuestro trabajo). Sin embargo, los periodos estudiados son diferentes. Mientras Lema y Brescia (1998) consideran el periodo 1991-1997, lapso en el cual estuvo vigente la Ley de Convertibilidad, en esta investigación se toma el periodo 1985-2003, durante el que se implementaron varios planes económicos –Plan Austral, Plan Primavera, Ley de Convertibilidad y su derogación, entre otros– y se produjeron dos hiperinflaciones, además de numerosos devaluaciones de la moneda nacional.

En síntesis, a partir de los datos analizados, no se rechaza la integración perfecta del mercado interno (medido con los precios FAS) con el mercado externo (medido a través del precio FOB, Chicago) para los casos presentados. En términos de la ley de un solo precio, los resultados obtenidos verifican la versión absoluta de dicha ley entre

ambos mercados.

Como reflexión final, los resultados obtenidos muestran algunos efectos de las políticas liberales que sufrieron los mercados de maíz y soja en el periodo 1985-2003 en la Argentina. Precisamente, la finalidad de estas políticas fue vincular las señales de los mercados internacionales en el comportamiento de los actores económicos internos. Para los productos estudiados dicha vinculación se logra, ya que éstos en su mayor parte se exportan y los mercados internos se encuentran fuertemente integrados con el mercado internacional, por lo que ya sea en forma directa o indirecta los precios internos se encuentran conectados a las señales de precio de los mercados externos.

BIBLIOGRAFÍA

- Ardeni, P. G., 1989. Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices? *American Journal of Agricultural Economics* 71: 661-669.
- Briceño, A., 1990. Los precios agropecuarios y la ley de un solo precio. En: *Debate Agrario (Perú)* 9: 31 – 42.
- Bolsa de Comercio de Rosario. Anuarios Estadísticos (2000-2002). Ed. Bolsa de Cereales de Rosario, Argentina.
- Caldenty Albert, P. y A. Gomez Muñoz, 1993. *Economía de los mercados agrarios*. Ediciones Mundi-Prensa, Madrid, España.
- Calvo, S., 1996. Competitividad y tipo de cambio: el caso de la agroindustria argentina de manzanas y peras. *Investigación Agraria (Economía)* 11 (1): 41-70
- Cavallo, D.; R. Doménech y Y. Mundlak, 1989. La Argentina que pudo ser. Los costos de la represión económica. CIDE y Fundación Mediterránea. Ed. Manantial. Argentina.
- Dickey, D. y W. Fuller, 1979. Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74: 427-431.
- Estefanell, G.; P. Mateu y D. Raposo, 2000. Exportaciones agroalimentarias argentinas en los 90's. Presentado en

- el Primer Congreso Rioplatense de Economía Agraria y XXXII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria, Montevideo, 30 pp.
- FAO, 2004. Foods Alimentation Organization. Estadísticas de Exportaciones Argentinas de Cereales y Oleaginosos. www.fao.org. En línea. Consultado en diciembre de 2004.
- Fossati, S. y C. Rodríguez, 2002. Transmisión de Señales de Precios Internacionales a Precios Domésticos: Un Análisis de la Integración Espacial de los Mercados Agropecuarios Uruguayos. Tesis de grado, Universidad de la República, Mimeo.
- INDEC, 2004. Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. Ministerio de Economía de la Nación. www.indec.gov.ar. En línea. Consultado en diciembre de 2004.
- Lema, D. y V. Brescia, 1998. Ley de un precio, convertibilidad y precios agrícolas al productor de Argentina y Estados Unidos. Instituto de Economía y Sociología Rural, INTA. Trabajo presentado en la XXIX Reunión Anual de AAEA. La Plata, Argentina.
- Lorenzo, F., 1989. ¿Por qué no se cumple la ley de un solo precio? *SUMA* 4 (7): 81-107.
- Márgenes Agropecuarios, 1985-2003. Estadísticas de precios de granos. Números 1 a 222.
- Mundlak, Y.; D. Cavallo y R. Domenech, 1989. Agriculture and growth in Argentina. *Food Policy*. USA.
- Obschatko, E., 1997. Articulación Productiva a partir de los Recursos Naturales. El caso del Complejo Oleaginoso Argentino. Documento de trabajo 74. CEPAL, Naciones Unidas.
- Quiroz, J. y R. Soto, 1995. International price signals in agricultural prices: do governments care? Documento de Investigación N° 88. Programa de Postgrado en Economía. ILADES/Georgetown University, Santiago de Chile.
- Reca, L y G. Parellada, 2001. El sector agropecuario argentino. Aspectos de su evolución, razones de su crecimiento reciente y posibilidades futuras. Editorial Facultad de Agronomía. Buenos Aires, Argentina.
- Sáder Neffa, M., 2003. Características del mercado lácteo en el Uruguay y de la formación del precio de la leche. Anuario OPYPA. Montevideo, Uruguay.
- Sáder, F. y A. Picerno, 2001. Transmisión de precios en los diferentes niveles del proceso de comercialización de la carne bovina. Presentado en el Primer Congreso Rioplatense de Economía Agraria y XXXII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria. Montevideo, Uruguay.
- SAGPyA, 2004. Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentación. República Argentina www.sagpya.mecon.gov.ar. En línea. Consultado en diciembre de 2004.
- Salvatore, D., 1998. Economía Internacional. Ed. Prentice Hall, 6ª edición (capítulos 15 y 16).
- Samuelson, P., 1964. Theoretical Notes on Trade Problems. *Review of Economics and Statistics*. Vol. 46/2, pp. 145-154.
- Timmer, P.; W. Falcon y S. Pearson, 1986. Analyse de la Politique Alimentaire. Banco Mundial. Washington, D.C.
- Tomek, W. y K. Robinson, 1995. Agricultural Product Prices. Cornell University Press. 3ª edición. USA.
- Tugores, J., 1999. Economía Internacional, Globalización e Integración Regional. Editorial Mc Graw Hill. 4ª edición. España.
- USDA, 2002, 2003. Foreign Agricultural Service. GAIN (Global Agricultura Information Network). Reporte Anual.
- Vargas Mas, C., 2003. Sistema de estabilización de precios agropecuarios: la experiencia peruana. Trabajo presentado en el Seminario Sepia X. Pucallpa, Perú.