

Biblioteca

IICA



LOS MERCADOS DE FUTUROS Y LA  
COBERTURA DE RIESGOS:  
Factibilidad de su uso en Bolsas de Físicos  
de América Latina



Joaquín Arias Segura

Oswaldo Segura Ruiz

IICA  
11-CR-SC  
SPCDT-10  
001  
N-9423



CONSORCIO TÉCNICO  
ÁREA DE POLÍTICAS Y COMERCIO  
SERIE DOCUMENTOS TÉCNICOS

Digitized by Google





LOS MERCADOS DE FUTUROS Y LA  
COBERTURA DE RIESGOS:  
Factibilidad de su uso en Bolsas de Físicos

de América Latina

*Joaquín Arias Segura*

*Oswaldo Segura Ruiz*

© Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA).  
Julio, 2001.

Derechos reservados. Prohibida la reproducción total o parcial de este documento sin autorización escrita del IICA.

Las ideas y los planteamientos contenidos en los artículos firmados son propios de los autores y no representan necesariamente el criterio del IICA.

Arias Segura, Joaquín

Los mercados de futuros y la cobertura de riesgo: factibilidad de su uso en bolsas de físicos en el proceso de integración de América Latina/Joaquín Arias Segura, Oswaldo Segura Ruiz. -San José.C.R.: IICA, 2001

30 p. ; 23 cm. - (Serie de Políticas y Comercio. Documentos Técnicos / IICA. ISSN 1607-1972 ; no. A1/SC-2001-02)

ISBN 92-9039-509 5

1. Mercados de futuro. 2. Riesgo 3. Bolsas. 4. Integración. 5. Arroz 6. Trigo. I. Segura Ruiz, Oswaldo. II. IICA. III. Serie. IV. Título.

AGRIS  
E10

DEWEY  
338.13

Julio, 2001  
San José, Costa Rica



IICA  
A1-CP-SC-  
SPCOT-10  
2007  
MFM-9473

## **RECONOCIMIENTO**

Los autores desean hacer un reconocimiento especial al Ing. Luis José Lizarazo Murillo, responsable de la línea de trabajo sobre políticas e instrumentos de modernización institucional de mercados agropecuarios del Area de Políticas y Comercio del IICA, quien motivó la realización de este estudio y realizó aportes muy valiosos.



## TABLA DE CONTENIDO

PRESENTACION.....	7
INTRODUCCION.....	9
ABSTRACT.....	11
METODO.....	14
Datos.....	14
Volatilidad histórica.....	15
Causalidad.....	16
Estacionariedad.....	18
Cointegración.....	19
Vector autorregresivo (VAR).....	20
Función de impulso-respuesta.....	21
Cobertura óptima de mínima varianza (CVM).....	22
Indice estacional.....	24
RESULTADOS.....	27
Tendencias, estacionalidad y relaciones entre los mercados de futuros y de disponible.....	27
Maíz.....	28
Trigo.....	29
Indices estacionales e intervalos de confianza (al 95%) de los precios del maíz y el trigo en diferentes mercados.....	31
Maíz.....	32
Trigo.....	35
Riesgo de la base.....	35
Causalidad.....	37
Trigo.....	37
Maíz.....	38
Estacionariedad.....	39
Cointegración.....	41
Maíz.....	41
Trigo.....	42
Integración de Mercados.....	43

This One



UPUJ-1T2-K6TA

Digitized by Google

<b>Función de impulso-respuesta.....</b>	<b>44</b>
<b>Cobertura óptima.....</b>	<b>44</b>
<b>Índice de cobertura óptima: factores que la determinan.....</b>	<b>45</b>
<b>Escenario hipotético.....</b>	<b>46</b>
<b>Ejercicio de simulación.....</b>	<b>48</b>
<b>Modelo de Johnson y Stein (Modelo JS).....</b>	<b>53</b>
<b>CONCLUSIONES.....</b>	<b>57</b>
<b>ANEXO 1.....</b>	<b>62</b>
<b>ANEXO 2.....</b>	<b>64</b>
<b>REFERENCIAS .....</b>	<b>68</b>



## PRESENTACIÓN

Esta publicación es parte de una serie de documentos técnicos elaborados por el Área de Políticas y Comercio del Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA), en su línea de trabajo sobre políticas e instrumentos de modernización institucional de mercados agropecuarios.

Fue elaborada por el economista Joaquín Arias Segura, especialista en Políticas y Comercio del IICA y el economista Oswaldo Segura Ruiz, contratado como consultor para la elaboración de este documento, quienes siguieron los términos de referencia establecidos por Luis José Lizarazo Murillo, responsable de la línea de trabajo antes mencionada. Las ideas y los planteamientos expresados en esta publicación son propios de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Instituto.

El propósito del documento es valorar la factibilidad del uso de los mercados de futuros, como instrumentos de cobertura de la variación de precios de las bolsas de físicos. Para el análisis, los autores toman como referencia los precios del maíz y el trigo reportados por la Bolsa de Cereales de Buenos Aires, el mercado mayorista de Chile y por la Bolsa de Chicago. Mediante un análisis econométrico, determinan las relaciones cuantitativas entre los precios de esos mercados y establecen la factibilidad técnica de cubrir el riesgo de la variación de precios de productos chilenos, en el mercado de futuros de Argentina y de Chicago.

Normalmente, al no existir en la mayoría de los países latinoamericanos mercados de futuros, la cobertura de riesgo por variación de precios de productos agrícolas (por ejemplo, de granos y café) se realiza en bolsas de los Estados Unidos, básicamente en la de Nueva York o la de Chicago. Por ello consideramos importante divulgar, por medio de este documento, un método analítico que permita identificar las relaciones de los precios entre mercados y brinde, a las bolsas de productos y organizaciones privadas y públicas del sector agropecuario, mejores criterios con base en los cuales realizar sus operaciones de cobertura.

La versión original de este documento se presentó durante el VII Encuentro de la Asociación Panamericana de Bolsas de Productos (APBP), celebrado en Buenos Aires, Argentina del 15 al 17 de noviembre de 2000.

**Dr. Rodolfo Quirós Guardia**  
Director, Área de Políticas y  
Comercio, IICA

## ABSTRACT

The main purpose of this study was to determine the feasibility of using futures markets for hedging risks in commodity exchanges in Latin America, using as an example products of commercial importance to Chile that are traded on the Grain Exchanges of Argentina and Chicago. The basic assumption is that integrated markets are a necessary but not sufficient condition for hedging risk. Calculations were made to explore opportunities for hedging risk in wheat and maize contracts (products produced in and imported by Chile) traded on the Grain Exchange of Buenos Aires. An analysis was also made with Chicago market prices, due to the worldwide importance of that market, and because they are used as a reference for calculating price bands in Chile. The procedure used to determine opportunities for hedging against price movements for any Chilean product was first to determine whether there was a causal relationship between futures prices in the Grain Exchange of Buenos Aires and wholesalers' prices in Santiago, Chile, or Chicago's FOB prices. Once a causal relationship was determined between these markets, it was possible to determine that the prices are co-integrated; in other words, there is a relationship of long-term equilibrium between them. This made it possible to estimate the elasticity of price transmission between markets, the speed of adjustment to external shocks, and the possibilities of hedging to reduce risk due to movements in local prices in Chile. The document also establishes that, although wholesale prices for maize and wheat in Chile are much less volatile than in either of the other markets examined, there are opportunities for reducing risk due to price movements by participating in the Buenos Aires or Chicago futures markets. Using examples and simulations, the study also explains that it is not always advisable to establish hedging contracts for 100% of the production.



## INTRODUCCIÓN

El propósito principal de este estudio es determinar la factibilidad de usar los mercados de futuro como un instrumento de cobertura de riesgos, ante los cambios de los precios en las bolsas de físicos de América Latina, utilizando ejemplos de productos que se transan en la Bolsa de Cereales de Buenos Aires de Argentina y que son de importancia comercial para Chile. Se parte de la noción de que una condición necesaria, pero no suficiente, para la cobertura de riesgos es que los mercados estén integrados.

MacNew y Fackler (citados por Jinkins y Vollrath 2000) definen la integración de mercados como el grado en que un *shock* externo en los precios, que surge en un mercado, se transmite a otro mercado. La velocidad con que una innovación se transmite de un mercado a otro también sirve de indicador para determinar si los mercados están cointegrados o si no lo están.

La importancia de la integración de mercados radica principalmente en que esta afecta el crecimiento económico, induce cambios estructurales, altera la ubicación espacial de las actividades económicas, expande el horizonte de maximización de las oportunidades económicas y permite que los consumidores se beneficien, al poder comprar bienes al mínimo precio posible (Jinkins y Vollrath 2000). Entre los factores que afectan una verdadera integración de mercados, encontramos las barreras del comercio y otras menos visibles, como lo son las regulaciones nacionales de inspección y nivelación (*grading*), los subsidios encubiertos, las diferencias en los estándares sanitarios y fitosanitarios, etc.

Por otro lado, la globalización económica y financiera actual y el libre comercio entre las naciones están inicialmente asociados a una mayor volatilidad de los precios internos, sobre todo si el punto de partida es la presencia de barreras arancelarias y no arancelarias. Así por ejemplo, hay productos con una estacionalidad bien definida, marcada sobre todo por las condiciones de producción interna. La apertura comercial y la competencia internacional generan una serie de nuevos *shocks* sobre los precios internos de esos productos, incorporando mayor volatilidad, que por lo general es muy alta en productos agropecuarios,

incluso en mercados que operan en condiciones proteccionistas. En estas circunstancias, si las empresas no efectúan coberturas, especulan con los precios del disponible y asumen todos los riesgos de precios existentes durante los períodos de producción, comercialización y procesamiento.

Un individuo utiliza el mercado de futuros para reducir o eliminar el riesgo de fluctuaciones adversas en los precios de mercado. Efectuar una cobertura por parte de una empresa que opera en el mercado de físicos de un producto consiste en tomar, mediante un contrato a futuro, una posición en un mercado a término, la cual es aproximadamente igual, pero opuesta, a una posición que existe o que se prevé en una fecha futura en el mercado de físicos de contado. El riesgo disminuye, pues el productor se asegura hoy el precio al que va a vender su mercadería en el futuro, por lo que puede dedicarse únicamente a su producción; el productor también puede proyectar sus inversiones a más largo plazo, lo que le da mayor estabilidad económica y reduce su exposición a "sorpresas" que pueden darse en los mercados. Además, la cobertura tiene un efecto en el flujo de caja, pues simplifica el planeamiento financiero y reduce los requerimientos para capital de trabajo; por ejemplo, ayuda a realizar un mejor cálculo de la rentabilidad del producto y a tener un mejor manejo de los inventarios. Asimismo, la disminución del riesgo mediante el uso de la cobertura aumenta la disponibilidad de crédito en el sector agrícola. (Harris y Baker, 1999).

Al no existir un mercado a término en muchos países de América Latina, este estudio analiza la posibilidad de que comerciantes o productores de un país se cubran contra riesgos de variación de precios en un mercado de futuros cercano.

Debido a que la integración de los mercados es solo una condición necesaria, pero no suficiente, para utilizar el mercado de futuros de otro país para la cobertura de riesgos, en este estudio se desarrolló una serie de modelos orientados a:

- Determinar el grado de transmisión de los precios del mercado de futuros a los mercados de físicos doméstico y foráneo, donde también se toman en cuenta los efectos del riesgo cambiario sobre los precios internos.
- Determinar la causalidad y la posible relación de equilibrio de largo plazo entre los precios de futuros y los precios de contado en mercados regionales.

- Calcular la cobertura óptima que minimizaría el riesgo por variación de precios.

Los cálculos se realizaron para explorar las oportunidades de realizar coberturas de riesgos en contratos de trigo y maíz transados en la Bolsa de Cereales de Buenos Aires, productos agropecuarios que se producen y se importan en Chile. También se hizo el análisis considerando los precios del mercado de Chicago, Estados Unidos, dada la importancia mundial de este mercado, el cual se toma como referencia para realizar el cálculo de las bandas del precio en Chile.

Debemos recordar que los comerciantes de granos, cuya actividad se caracteriza por tener muy poco valor agregado (pequeños márgenes unitarios) y por operar con grandes volúmenes, son más sensibles a los riesgos de precios. Similares apreciaciones pueden efectuarse para los procesadores de granos (molinos aceiteros y trigueros), cuyo valor agregado también resulta bajo, y cuyo principal componente de los costos son los granos. Por lo tanto, un buen programa de coberturas de riesgos mediante los mercados de futuros constituye un instrumento estratégico para mejorar las ganancias de este sector y, sobre todo, para reducir la exposición al riesgo por variación de precios.

## MÉTODO

El procedimiento utilizado para determinar las oportunidades de realizar coberturas contra las variaciones de precios de un producto cualquiera en Chile fue el siguiente. Primero se determinó si había una relación de causalidad entre los precios de futuros en la Bolsa de Cereales de Buenos Aires y los precios mayoristas en Santiago de Chile o los precios FOB de Chicago. Como segundo paso, dependiendo de si existía causalidad o no entre los precios y habiendo establecido su dirección, se determinó si los precios estaban cointegrados, es decir, si existía una relación de equilibrio de largo plazo entre ellos. Esto último permitió estimar la elasticidad de la transmisión de los precios entre los mercados, la velocidad del ajuste de los precios ante *shocks* externos y las posibilidades de realizar coberturas y así reducir el riesgo debido a variaciones en los precios locales en Chile.

### Datos

Se utilizó como fuentes de datos los portales de información en Internet de la Bolsa de Cereales de Buenos Aires ([www.bolcereales.com](http://www.bolcereales.com)) y de la Oficina de Estudios y Políticas Agrarias (ODEPA) del Ministerio de Agricultura de Chile ([www.odepa.gob.cl](http://www.odepa.gob.cl)). El período de análisis fue de enero de 1994 a agosto de 2000. La serie del tipo de cambio diario del peso chileno se obtuvo del sitio *web* del Banco Central de Chile ([www.bcentral.cl](http://www.bcentral.cl)), cuyo promedio se usó para obtener la serie mensual.

Los precios de disponibles de Buenos Aires fueron tomados del sitio *web* [www.bolcereales.com](http://www.bolcereales.com). La serie diaria de precios futuros, de maíz y trigo, en el mercado de la Bolsa de Cereales de Buenos Aires corresponden a los precios del contrato de futuros más cercano. Así por ejemplo, los precios de futuros de enero corresponden a las cotizaciones del contrato de futuros de febrero, los de febrero corresponden al contrato de marzo, y así sucesivamente. A partir de estas series diarias de precios se construyeron las series semanales y mensuales, que son el insumo para el cálculo de los precios base y de los modelos econométricos que se especifican más adelante.

Los precios del mercado mayorista de Santiago se reportan como promedios mensuales en el sitio *web* de la ODEPA: [www.odepa.gob.cl](http://www.odepa.gob.cl). Lamentablemente no fue posible contar con los precios semanales en Chile para realizar el cálculo de la volatilidad histórica semanal, que sí se



reporta para los precios en Buenos Aires y los precios FOB en el Golfo de los Estados Unidos.

Dada la importancia que tiene el mercado de Estados Unidos para el comercio exterior de Chile, sobre todo de trigo, también se utilizaron los precios semanales de Chicago puestos en el Golfo de México (www.cme.com). En todos los modelos se utilizan los precios por tonelada métrica de producto.

### Volatilidad histórica

“Volatilidad” se define como la velocidad con que se mueven los precios en un mercado específico (Vargas y Arias 2000). Si el mercado fluctúa hacia arriba o hacia abajo, dando saltos de precio muy grandes y con cambios continuos de dirección, entonces hablamos de un mercado volátil. Aunque existen varios criterios y definiciones para medir la volatilidad, una medida convencional es la desviación estándar de los cambios en los precios. La volatilidad en los precios tiene que ver con el riesgo del mercado y es un factor determinante para definir el nivel de cobertura. Cuanto más volátil es un mercado, mayor es la necesidad de cubrirse contra riesgos. Los productos con mayor volatilidad en los precios por lo general requerirán un mayor porcentaje de cobertura (Arias, Brorsen y Harri 2000).

En este estudio se midió la volatilidad mediante la siguiente regresión:

$$\ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \alpha d + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde:

- $P_t$  es el precio del producto en el período actual
- $P_{t-1}$  es el precio del producto en el período anterior
- $d$  es una variable ficticia igual a uno
- $\alpha$  representa la media, que por lo general no es estadísticamente diferente de cero (de lo contrario la serie no sería estacionaria)
- $\varepsilon_t$  es la desviación estándar de los errores, igual a la volatilidad histórica de los precios

La ecuación 1 se estimó por mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

### **Causalidad**

Una pregunta de rigor es si los precios de futuros causan o determinan los precios de disponibles o a la inversa. El mercado de futuros cumple, sin lugar a dudas, un papel determinante en la cobertura contra riesgos por variaciones en los precios, pero también cumple un rol orientador de precios, al reunir todas las expectativas de los principales actores del mercado, que toman posiciones a partir de toda la información disponible en el momento. Por lo tanto, se podría esperar que sean los precios de futuros los que determinan los precios en el mercado de físicos, y no a la inversa, sobre todo porque un mercado de futuros eficiente dicta los precios de referencia para las transacciones en el mercado de físicos. Sin embargo, también se podría argumentar que cualquier evento en el mercado de físicos tendría influencia sobre las cotizaciones en el mercado de futuros. Por lo tanto, existen tres hipótesis a probar:

1. Los precios de futuros causan los precios de disponibles en Buenos Aires.
2. Los precios de disponibles causan los precios de futuros en Buenos Aires.
3. Existe una causalidad bidireccional entre los precios de futuros y los precios de disponibles en Buenos Aires.

Lo anterior también se puede plantear entre los precios de futuros en Buenos Aires y los precios mayoristas de Chile, lo que de paso nos daría evidencia de si existe alguna integración de ambos mercados. Se puede utilizar el mismo procedimiento para ver si los precios del Golfo de los Estados Unidos y los mayoristas de Santiago, pues el mercado estadounidense, dado el gran volumen que transa, es de gran importancia y se utiliza como referencia para definir las franjas de precios del trigo en Chile (Ugarde y Guarneiro 1998).

La causalidad de precios entre dos países puede deberse a dos factores principales. El primero es que haya un suficiente flujo de comercio entre ambos países, de manera que los precios de un país influyan en los precios del otro, y el segundo es que se usen las cotizaciones de futuros como precio de referencia en las transacciones mayoristas en Chile. Si partimos del hecho de que en 1998 el 70% del

maíz importado por Chile y el 29,5% del trigo provenían de Argentina, esperaríamos que sean los precios de Argentina los que determinan los precios en Chile y no a la inversa (Anexo 1).

Para evaluar las hipótesis planteadas se utiliza la prueba de causalidad de Granger (Gujarati). En esta prueba, que supone que la información relevante para la predicción de las dos variables se encuentra en sus series de tiempo, se corren dos regresiones, una con restricciones y la otra sin ellas, mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO):

$$\text{Regresión restringida: } Y^R = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{Regresión no restringida: } Y^{NR} = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Si los  $\beta$ 's de la ecuación 3, resultan estadísticamente diferentes de cero, se rechaza la hipótesis nula de que no existe causalidad entre las series; en otras palabras  $X$  podría estar causando  $Y$ . Una segunda posibilidad es cuando se intercambian las variables en 2 y 3 y resulta que  $Y$  no causa  $X$ ; entonces se puede concluir que es  $X$  que causa  $Y$  y no a la inversa. La tercera alternativa es cuando estamos ante la presencia de causalidad bidireccional y ambas variables se deben considerar endógenas en el sistema.

Para realizar la prueba se utiliza el estadístico  $G$  (ecuación 4), que se calcula con base en la suma al cuadrado de los residuos (SRC) de las ecuaciones 2 y 3:

$$G = \frac{(SRC^R - SRC^{NR})/m}{SRC^{NR}/(n-k)} \quad (4)$$

$G$  sigue una distribución F con  $m$  y  $(n-k)$  grados de libertad, donde  $m$  es el número de rezagos y  $k$  el número de parámetros estimados en la regresión no restringida (ecuación 3). Si el valor de  $G$  calculado (ecuación 4) es mayor que el valor crítico de la distribución F, se rechaza la hipótesis nula de que los coeficientes  $\beta$  son iguales a cero (o de no causalidad), y por lo tanto  $X$  causa  $Y$ .

Se utilizaron seis rezagos, tiempo suficiente para capturar los cambios desde la siembra a la cosecha, tanto del trigo como del maíz.

### **Estacionariedad**

Ante algún *shock* externo, nos podemos preguntar si los precios, el producto interno bruto (PIB), las tasas de interés o cualquier otra variable económica tiende a revertirse a su tendencia normal de largo plazo o si, por el contrario, sigue una ruta aleatoria. Esto es importante para los economistas porque, si las series siguen una ruta aleatoria, los efectos de un *shock* temporal (como es el de un aumento en los precios del petróleo) no se disiparán después de unos años, sino que serán permanentes. Desde el punto de vista del mercado de productos, si los precios se mueven aleatoriamente, no se podría crear un modelo económico que pueda predecir los precios a futuro y, por lo tanto, es imposible que los productores o los comercializadores anticipen los precios al momento de la cosecha. Esta es una razón que justifica la existencia de los mercados de futuros, en los cuales se reúnen compradores y vendedores, quienes, a partir de sus expectativas y de toda la información de que disponen sobre el mercado local y la economía mundial, anticipan y especulan sobre los precios futuros.

Las variables que siguen una ruta aleatoria no son estacionarias (Pindyck y Rubinfeld 1991). Sin embargo, es posible encontrar dos variables que no son estacionarias, como los precios de disponibles y los precios de futuros, pero una combinación lineal entre ellas sí resulta estacionaria. Así por ejemplo, si las series de precios de disponibles y las de futuros no son estacionarias, la serie de precios base —la diferencia entre ambos precios— podría ser estacionaria. Si ese fuera el caso, se dice que las series están cointegradas, o que entre ellas se establece una relación de equilibrio de largo plazo. Dicho de otra forma, las dos variables se mueven juntas en el tiempo. El factor de cointegración en este caso, con la transformación pertinente, representa la elasticidad con que se transmiten los precios de un mercado a otro.

Estadísticamente, una variable es estacionaria si posee media y varianza constantes en el tiempo y si la covarianza entre dos períodos no depende del nivel de rezagos utilizados para calcularla. Muchas series que se utilizan en economía resultan ser no estacionarias, ya que crecen o decrecen en el tiempo, de manera que la media varía en el tiempo.

Para hacer la prueba estadística de estacionariedad en las series se utiliza la prueba aumentada de Dickey y Fuller (Gujarati), llamada prueba ADF (por sus siglas en inglés: Augmented Dickey Fuller Test), en la cual se utiliza la regresión:

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda Y_{t-1} + \beta \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

y se plantea como hipótesis nula que el coeficiente  $\lambda$  es igual a cero; es decir, que la serie es estacionaria, pues el cambio del precio no estaría dependiendo de su valor en el período anterior. Para realizar las pruebas de hipótesis se utiliza el estadístico DF; se rechaza la hipótesis nula si el coeficiente  $\lambda$  es menor al DF. Se utiliza la prueba aumentada debido a que si existe autocorrelación, como es de esperar entre las series de precios, esta se contrarresta utilizando términos  $\Delta Y_{t-i}$  que son diferencias rezagadas. El número de estos términos que se han de incluir se determina frecuentemente de forma empírica, hasta que el error resulte serialmente independiente.

Una condición necesaria para proceder con la prueba de cointegración es que ambas series sean estacionarias.

### Cointegración

Si las series de los precios de físicos y de futuros no son estacionarias, se procede a realizar una prueba de cointegración, la que nos ayudará a establecer la relación de equilibrio de los precios de largo plazo entre los mercados.

Si las variables siguen una ruta aleatoria, o sea, no son estacionarias, pero la relación lineal sí se comporta de forma estacionaria, entonces se dice que estas variables están cointegradas o que están en la misma longitud de onda.

Una forma sencilla de probar si las series están cointegradas es demostrar que los errores de una relación lineal entre las variables es estacionaria. Para identificar la cointegración entre los precios, si es que existe, se utiliza la metodología desarrollada por Johansen y Julius. Dada la complicación matemática de la prueba, no se reporta en este documento, pero el lector puede remitirse a Aartasd (1999) y a Adkins y Krehbiel o al manual de Eviews. El número de rezagos que se ha de

utilizar en dicha prueba se definió mediante la prueba de máxima verosimilitud, método explicado más adelante.

### Vector autorregresivo (VAR)

Un modelo que representa la relación de largo plazo entre precios de físicos y de futuros es el modelo de vectores autorregresivos (VAR). El VAR se define mediante las siguientes dos regresiones (Pindyck y Rubinfeld 1991):

$$Y_t = \alpha + \sum_j^m \beta_j Y_{t-j} + \sum_j^m \delta X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

$$X_t = \alpha^1 + \sum_j^m \phi_j X_{t-j} + \sum_j^m \lambda Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (7)$$

donde a los errores  $\varepsilon_{1t}$  y  $\varepsilon_{2t}$  se les conoce como innovaciones o impulsos. En este estudio  $X$  y  $Y$  representan los precios de un producto en mercados distintos (por ejemplo, los precios de disponible en Chile y los precios de futuro en Buenos Aires). Para determinar el número óptimo de rezagos ( $m$ ) en las ecuaciones (6) y (7) se utilizó la prueba de máxima verosimilitud (PMV), dada por:

$$PMV = -2(L_n - L_m) \quad (8)$$

donde  $L_n$  es el valor máximo de la función de verosimilitud (*maximum likelihood function*) del modelo restringido con  $n$  rezagos, y  $L_m$  es el correspondiente al modelo sin restringir con  $m$  rezagos. La  $PMV$  se distribuye como una chi cuadrada, con grados de libertad igual al número de restricciones de la prueba, que representa la diferencia de rezagos incluidos ( $m-n$ ). Se utilizó esta prueba en forma consecutiva, hasta incluir el mínimo número de rezagos posible (Pindyck y Rubinfeld 1991), que en todos los casos fue de dos.

El VAR en (6) y (7) es un modelo no restringido porque se define bajo el supuesto de que las series no están cointegradas, de manera que para trabajar con la existencia de cointegración, se debe utilizar un vector de corrección de errores (VCE) o un VAR restringido. EL VCE está diseñado para trabajar con series no estacionarias, pero que guardan una relación de equilibrio de largo plazo, sin impedir el dinamismo de los precios en el corto plazo. Un VCE es un VAR estándar, pero definido en

primeras diferencias y aumentado por un término de corrección de errores. Es decir, en ausencia de cointegración, un VCE es un VAR en primeras diferencias (Hoffman y Rashe 1997). En el largo plazo, dicho término de corrección de errores es igual a cero, pero si los precios cambian en respuesta a diferentes *shocks* del mercado, para establecer el equilibrio estos se ajustan a una velocidad que el mismo VCE calcula. Una ventaja del VCE es que los resultados de los pronósticos del modelo son más confiables, porque las series cointegradas "deben" converger en el largo plazo (Hoffman y Rache 1997).

En el estudio se corrieron dos modelos VCE para cada producto (cuatro modelos). En el primer modelo, se incluyen las series de precios de disponible y de futuros de Buenos Aires. Entonces, si tomamos la ecuación 6 y definimos  $Y$  como los precios de disponible en Buenos Aires y  $X$  como los precios en el mercado de futuros, se derivan dos resultados. Uno indica en cuánto los precios históricos afectan la definición de los precios en el mercado de físicos; el segundo resultado es el efecto que los precios del mercado de futuros tienen sobre los precios del disponible. En forma análoga, la ecuación 7 correspondería al mercado de futuros, de donde se puede inferir el efecto que el mercado de físicos tiene sobre el de futuros.

El segundo modelo establece la posible relación que existe entre los precios del mercado mayorista de Chile, los precios de futuros de Buenos Aires y los precios FOB del Golfo de Estados Unidos. La principal utilidad de este modelo es establecer la relación de largo plazo entre estos mercados y cuantificar el grado y la velocidad con que los cambios en los precios de futuros, tanto en Buenos Aires como en Estados Unidos, se transmiten al mercado mayorista en maíz y trigo en Santiago de Chile.

### **Función de impulso-respuesta**

Una virtud del VCE es que permite calcular la velocidad de ajuste de las variables ante *shocks* externos (cambios súbitos en las condiciones de oferta y demanda del producto, por ejemplo). Esto es posible mediante la función impulso-respuesta que muestra la duración del efecto de un *shock* externo, igual a una desviación estándar, de una variable sobre el resto de variables del sistema. Dicha función se calculó mediante el paquete econométrico Eviews, versión 3.1.

### Cobertura óptima de mínima varianza (CMV)

Las operaciones de cobertura se realizan por el deseo de reducir o eliminar el riesgo que se deriva de la fluctuación de precios de un producto. Como regla general, una posición compradora o "larga" del producto en el mercado de disponible se cubre con una posición vendedora o "corta" en el mercado de futuros. La cobertura es más efectiva, cuanto más correlacionados estén los cambios de precios en el mercado de disponible y los cambios de precio en el mercado de futuros. De esta manera, la pérdida en un mercado se compensa, total o parcialmente, por el beneficio en el otro mercado, siempre y cuando se hayan tomado posiciones opuestas (Stoll y Whaley 1993).

Para calcular la cobertura óptima, o sea la cantidad de producto que se ha de cubrir en el mercado de futuros para minimizar el riesgo ante cambios inesperados de los precios mayoristas de Santiago, se utilizó el Modelo de Johnson y Stein (modelo JS), analizado por Arias (1993). Este modelo se basa en la noción de que un productor o negociador al diversificar sus operaciones, es decir, al utilizar el mercado de futuros, reduce el riesgo por variación de precios. La diversificación reduce el riesgo, porque los movimientos de precios negativos que ocurran en un mercado pueden ser mitigados cuando se toma una posición opuesta en el otro mercado. En este sentido, el mercado de futuros y el de físicos no son sustitutos, sino complementarios.

En el modelo JS se define  $Y$  y  $F$  como la cantidad del producto que se comercia en el mercado de disponible y en el mercado de futuros, respectivamente,  $P_t^D$  es el precio de disponible en el período final  $t$ ,  $P_0^D$  es el precio inicial de disponible,  $P_t^F$  es el precio en el mercado de futuros en el período  $t$ , y  $P_0^F$  es el precio de futuros inicial. La varianza de la función de ingresos del productor que realiza transacciones en los dos mercados está dada por:

$$\sigma^2 = Y^2 \sigma_{P^D}^2 + F^2 \sigma_{P^F}^2 - 2YF \sigma_{P^D, P^F} \quad (9)$$

donde  $\sigma_{P^D}^2$  es la varianza de los precios de disponible,  $\sigma_{P^F}^2$  es la varianza de los precios de futuros y  $\sigma_{P^D, P^F}$  es la covarianza entre los precios de futuro y disponible. Para obtener la mínima varianza,



tomamos la primera derivada de (9) con respecto a la cantidad a transar en el mercado de futuros (F) y obtenemos que:

$$CMV = -\frac{\sigma_{P^D, P^F}}{\sigma_{P^F}^2} \quad (10)$$

donde  $CMV$  es la relación  $\frac{F}{Y}$ , es decir la proporción de la producción total o producto en inventario que debería cubrirse en el mercado de futuros. De acuerdo con la ecuación (10), la  $CMV$  está directamente relacionada con la covarianza entre los precios de futuros y de disponible, pero es inversamente proporcional a la varianza de los precios de futuros. Es decir, cuanto mayor es la correlación entre ambos mercados, mayor es la cobertura óptima; por el contrario, cuanto mayor es la variación de los precios futuros, menor es la cobertura.

La  $CMV$  es equivalente a la pendiente ( $\alpha_1$ ) de la siguiente regresión:

$$\Delta P_t^D = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_t^F + \varepsilon_t \quad (11)$$

Por lo tanto, es posible estimar el óptimo de cobertura ( $\alpha_1$ ) mediante mínimos cuadrados ordinarios, si se cuenta con las series históricas de precios. Debido a que por lo general las series de precios siguen una ruta aleatoria, a la ecuación (11) se adicionan primeras diferencias y rezagos de los precios para obtener una mejor especificación del modelo (Myers y Thompson 1989):

$$\Delta P_t^D = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_t^F + \alpha_2 \Delta P_{t-1}^D + \alpha_3 \Delta P_{t-1}^F + \varepsilon_t \quad (12)$$

que incluye sólo un rezago para efectos de exposición, pero pueden ser más. El intercepto ( $\alpha_0$ ) representa la base cuando el mercado de futuros es “insesgado”, es decir cuando la esperanza del cambio de los precios futuros es cero ( $E(\Delta P_t^F) = 0$ ), el valor esperado de los errores es cero ( $E(\varepsilon_t) = 0$ ) y la convergencia entre mercados se cumple ( $E(P_t^D) = P_{t-1}^F$ ). El número de rezagos que se ha de utilizar en (12) se determinó mediante la prueba de máxima verosimilitud (ecuación 8).

La desviación estándar de  $\varepsilon_t$  en (12) representa el riesgo de la base, es decir, el riesgo remanente, que no se puede cubrir mediante la cobertura.

Debido a que este modelo se define bajo supuestos muy restrictivos, como que los que participan en el mercado no tienen limitaciones presupuestarias, costos financieros o comisiones de bolsa, al óptimo de cobertura estimado en (12) se le debe considerar como el máximo de cobertura posible que se ha de utilizar. Dicho de otra forma, en la práctica es muy posible que el óptimo de cobertura sea menor.

### **Índice estacional**

El comportamiento de una serie de tiempos es producto de cuatro componentes principales: una tendencia, un ciclo de largo plazo, movimientos irregulares y un componente estacional (Pindyck y Rubinfeld 1991). En esta sección se explica cómo se aísla el componente estacional de la serie, dada su importancia para la toma de decisiones de producción y comercialización agrícola. También se detalla un método para determinar qué tan predecible es la estacionalidad de los precios de un producto determinado.

La estacionalidad se define como un patrón de movimientos regulares de los precios durante el curso de un año (Mirer 1995). La estacionalidad es una característica distintiva de la actividad agrícola, debido a que comúnmente la cosecha se da durante unos pocos meses, pero el producto se consume durante todo el año, lo que causa períodos de escasez o abundancia de la oferta, con la consecuente variación interanual de los precios.

Existe una serie de factores que también influyen en la estacionalidad de los precios agrícolas. Las características inherentes a cada producto agrícola hacen que los precios sean más o menos variables durante el año. Por ejemplo, los precios de productos perecederos, que presentan pocas posibilidades de almacenamiento, tenderían a ser más volátiles que los de productos que pueden ser almacenados, sin alteraciones importantes en su calidad, como es el caso de los cereales. Por otro lado, la apertura comercial ayuda a mantener un mejor equilibrio entre la oferta y la demanda domésticas de un producto, haciendo que los precios sean menos estacionales. Así por ejemplo, la exportación de cebolla costarricense hacia Panamá, en períodos de sobreoferta, ayudaría a que los precios no se depriman tanto y los productores se vean

método

favorecidos con una mayor rentabilidad. Entre otros factores que afectan la estacionalidad en los precios de los productos agrícolas, están la necesidad de un flujo de efectivo, la disponibilidad y los costos de almacenamiento, el equilibrio que el agricultor desee mantener entre los ingresos y el riesgo, e incentivos y programas del gobierno (Karison, Anderson y Dahl 1993).

Una posibilidad para mantener la demanda y la oferta en equilibrio durante el año y reducir la estacionalidad es el uso combinado de los mercados de disponible y de futuros. Una pregunta obligada es: ¿por qué no utilizar únicamente el mercado de disponible? Para el oferente debe existir un incentivo o retorno futuro por almacenar un producto, el cual puede obtenerse mediante el aumento en los precios de disponible, si la expectativa es que exista escasez del producto en el futuro. Sin embargo, esta estrategia es poco confiable si los precios son volátiles, ya que es posible que estos caigan, o si suben, se desconoce si cubrirán el costo de almacenamiento y las expectativas de ganancias. Cuando se utiliza un mercado de futuros, los precios se establecen con antelación, permitiendo un retorno seguro durante el año. Se puede decir, entonces, que un contrato de futuros sirve para anticipar la dirección y el monto de los cambios futuros en los precios, y así generar ganancias.

Ante este panorama, tener conocimiento de la estacionalidad de los precios contribuye a que las actividades de producción, almacenamiento de productos, así como las operaciones de comercialización sean más eficientes. En este estudio se determina la estacionalidad de los precios mediante el cálculo de un índice estacional. Además, se analiza el patrón de variación de los precios durante el año. El método utilizado es el siguiente:

1. Se calculó el promedio móvil de doce meses.
2. Se dividió la serie original de precios ( $Y_t$ ) por el promedio móvil centrado ( $\bar{Y}_t$ ), para eliminar el efecto de la tendencia de la serie.
3. Se corrió la regresión:

$$\frac{Y_t}{\bar{Y}_t} = \alpha_1 d_1 + \alpha_2 d_2 + \dots + \alpha_n d_n$$

donde los  $\alpha_i$ 's representan el índice estacional de las series. Por ser un proceso multiplicativo, la ecuación (13) se estimó imponiendo la restricción de que la multiplicación de los coeficientes debe ser igual a uno. Esta restricción se impuso sobre  $\alpha_1$ :

$$\alpha_1 = \frac{1}{\alpha_2 \cdot \alpha_3 \cdot \dots \cdot \alpha_{12}} \quad (14)$$

4. La restricción en (14) no es lineal; por lo tanto, para obtener la desviación estándar de  $\alpha_1$ , se debe obtener la primera derivada con respecto a cada una de las  $\alpha_i$  de la restricción (14), con lo que se obtiene una matriz  $1 \times 11$  ( $\alpha'$ ); a partir de la ecuación (14), la varianza de  $\alpha_1$  estaría dada por:

$$\sigma_{\alpha_1}^2 = \alpha' \Omega \alpha'^T \quad (15)$$

donde  $\Omega$  es la matriz de covarianzas de los coeficientes  $\alpha_i$  y  $\alpha'^T$  es la transpuesta de la matriz  $\alpha'$  (Greene 1993).

Se calcula un intervalo de confianza de cada  $\alpha_i$  mediante la

$$\pm 1.96 \sigma_{\alpha_i} \quad (16)$$

la desviación estándar de  $\alpha_i$  obtenida de la (16) y de la igualdad en (15).

Se sigue: si el uno, que representa el precio, se encuentra fuera del intervalo de confianza estadísticamente hay estacionalidad. Por el contrario, si el precio está dentro del intervalo de confianza, se presenta estacionalidad, pues el precio difiere al promedio del año.

favorecidos con una mayor rentabilidad. Entre otros factores que afectan la estacionalidad en los precios de los productos agrícolas, están la necesidad de un flujo de efectivo, la disponibilidad y los costos de almacenamiento, el equilibrio que el agricultor desee mantener entre los ingresos y el riesgo, e incentivos y programas del gobierno (Karlson, Anderson y Dahl 1993).

Una posibilidad para mantener la demanda y la oferta en equilibrio durante el año y reducir la estacionalidad es el uso combinado de los mercados de disponible y de futuros. Una pregunta obligada es: ¿por qué no utilizar únicamente el mercado de disponible? Para el oferente debe existir un incentivo o retorno futuro por almacenar un producto, el cual puede obtenerse mediante el aumento en los precios de disponible, si la expectativa es que exista escasez del producto en el futuro. Sin embargo, esta estrategia es poco confiable si los precios son volátiles, ya que es posible que estos caigan, o si suben, se desconoce si cubrirán el costo del almacenamiento y las expectativas de ganancias. Cuando se utiliza el mercado de futuros, los precios se establecen con antelación, permitiendo un retorno seguro durante el año. Se puede decir, entonces, que un contrato de futuros sirve para anticipar la dirección y el monto de los cambios futuros en los precios, y así generar ganancias.

Ante este panorama, tener conocimiento de la estacionalidad en los precios contribuye a que las actividades de producción, inversión y almacenamiento de productos, así como las operaciones de cobertura, sean más eficientes. En este estudio se determina la estacionalidad en los precios mediante el cálculo de un índice estacional. Además, el intervalo de confianza de dicho índice ayuda a establecer qué tan predecible es el patrón de variación de los precios durante el año. El procedimiento utilizado es el siguiente:

1. Se calculó el promedio móvil de doce meses centrado ( $\bar{Y}_t$ ).
2. Se dividió la serie original de precios ( $Y_t$ ) entre el promedio móvil centrado ( $\bar{Y}_t$ ), para eliminar el componente cíclico y de tendencia de la serie.
3. Se corrió la regresión:

$$\frac{Y_t}{\bar{Y}_t} = \alpha_1 d_1 + \alpha_2 d_2 + \dots + \alpha_{12} d_{12} + \varepsilon_t \quad (13)$$

donde los  $\alpha_i$ 's representan el índice estacional de las series. Por ser un proceso multiplicativo, la ecuación (13) se estimó imponiendo la restricción de que la multiplicación de los coeficientes debe ser igual a uno. Esta restricción se impuso sobre  $\alpha_1$ :

$$\alpha_1 = \frac{1}{\alpha_2 \cdot \alpha_3 \cdot \dots \cdot \alpha_{12}} \quad (14)$$

4. La restricción en (14) no es lineal; por lo tanto, para obtener la desviación estándar de  $\alpha_1$ , se debe obtener la primera derivada con respecto a cada una de las  $\alpha_i$  de la restricción (14), con lo que se obtiene una matriz  $1 \times 11$  ( $\alpha'$ ); a partir de la ecuación (14), la varianza de  $\alpha_1$  estaría dada por:

$$\sigma_{\alpha_1}^2 = \alpha' \Omega \alpha'^T \quad (15)$$

donde  $\Omega$  es la matriz de covarianzas de los coeficientes  $\alpha_i$  y  $\alpha'^T$  es la transpuesta de la matriz  $\alpha'$  (Greene 1993).

5. Se calcula un intervalo de confianza de cada  $\alpha_i$  mediante la ecuación:

$$\alpha_i \pm 1.96 \sigma_{\alpha_i} \quad (16)$$

donde  $\sigma_{\alpha_i}$  es la desviación estándar de  $\alpha_i$  obtenida de la regresión en (13) y de la igualdad en (15).

6. La interpretación es como sigue: si el uno, que representa el promedio anual del precio, se encuentra fuera del intervalo de confianza, entonces hay estacionalidad estadísticamente significativa para ese mes, al 5% de error. Por el contrario, si el uno se encuentra dentro de los intervalos de confianza, se concluye que en ese mes no se presenta estacionalidad, pues el precio no es estadísticamente diferente al promedio del año.

## RESULTADOS

Antes de discutir los resultados que muestran el nivel de integración de los mercados de maíz y trigo de Chile y Argentina, seguidamente se presenta una descripción general de los datos utilizados en el estudio.

### **Tendencias, estacionalidad y relaciones entre los mercados de futuros y de disponible**

En los cuadros 1 y 2, se muestra un resumen de los datos utilizados en este estudio.

En el mercado de maíz encontramos que el promedio mensual de futuros por tonelada métrica en Buenos Aires es de US\$111,08 durante el período de enero 1994 a agosto de 2000, el cual es superior al promedio de los precios en disponible, de US\$109,42, lo que indica que en promedio la base (precio de disponible menos precio de futuros) es negativa: igual a US\$-1,66 por tonelada métrica. La diferencia negativa se debe a que existen costos de almacenamiento, financieros y de transporte asociados a cada producto. Esta misma relación se da en el mercado de trigo, en donde el promedio de la base es de US\$-1,13.

En el mercado al por mayor de maíz de Santiago, el precio promedio mensual, en pesos chilenos, es de 71 373,38 (US\$162,14) por tonelada métrica. En trigo el promedio es de 91 797,00 pesos chilenos (US\$207,49). La base de maíz y trigo en Santiago de Chile, con respecto al mercado de Buenos Aires, es de US\$51,06 y US\$65,74, respectivamente.

**Cuadro 1. Maíz: Precios mensuales en el mercado de futuros y de contado de Buenos Aires, en el mercado mayorista en Santiago de Chile y en el Golfo de Estados Unidos (enero, 1994 a agosto, 2000)**

Indicadores	Mercado	Disponible de Buenos Aires (US\$/t)	Futuro de Buenos Aires <sup>1</sup> (US\$/t)	Al por mayor de Santiago (US\$/t <sup>2</sup> )	Al por mayor de Santiago (Peso/t)	Amarillo N.º 2 FOB Golfo de EE.UU. (US\$/t)	Base en Buenos Aires <sup>3</sup> (US\$/t)	Base en Santiago <sup>3</sup> (US\$/t)
Promedio		109,42	111,08	162,14	71373,38	116,88	-1,66	51,06
Máximo		183,86	188,41	231,45	95060,00	206,42	13,17	97,46
Mínimo		72,57	76,28	121,38	60630,00	77,48	-6,46	10,54
Desviación estándar		24,58	25,28	26,85	8674,58	2551	3,86	14,48
Coefficiente de variación		22,46%	22,76%	16,56%	12,15%	24,39%	232,5%	28,36%
Volatilidad histórica mensual		6,68%	6,48%	3,97%	4,28%	5,75%		
Volatilidad histórica semanal		3,10%	3,01%	--	--	4,35%		

<sup>1</sup> Se refiere al contrato de futuro más cercano.

<sup>2</sup> Diferencia entre el disponible y el futuro de Buenos Aires.

<sup>3</sup> Diferencia entre el por mayor de Santiago y el futuro de Buenos Aires.

<sup>4</sup> Se utiliza el tipo de cambio del dólar observado.

Fuente: IICA/Área de Políticas y Comercio, con base en datos tomados de <http://www.odepa.com>, <http://www.bolcereales.com> y <http://www.bcentral.cl>.



**Cuadro 2. Trigo: Precios mensuales en el mercado de futuros y de contado de Buenos Aires, en el mercado mayorista en Santiago de Chile y en el Golfo de Estados Unidos (enero, 1994 a agosto, 2000).**

Indicadores	Mercado	Disponible de Buenos Aires (US\$/t)	Futuro de Buenos Aires <sup>1</sup> (US\$/t)	Al por mayor de Santiago (US\$/t <sup>2</sup> )	Al por mayor de Santiago (Pesos/t)	Oscuro duro		
						N.º 2 FOB Golfo de EE.UU. (US\$/t)	Buenos Aires <sup>2</sup> (US\$/t)	Base en Santiago <sup>3</sup> (US\$/t)
Promedio		140,63	141,75	207,49	91797,00	151,35	-1,13	65,74
Máximo		280,81	283,45	278,40	114100,0	259,52	20,45	111,78
Mínimo		80,94	84,17	173,78	79060,00	104,21	-7,46	-13,78
Desviación estándar		44,81	45,12	22,34	8885,27	34,72	5,19	30,12
Coefficiente de variación		31,9%	31,8%	10,8%	9,68%	22,94%	459,29%	45,82%
Volatilidad histórica Mensual		8,40%	8,27%	3,67%	3,35%	5,31%		
Volatilidad histórica semanal		3,41%	3,51%			4,42%		

<sup>1</sup> Se refiere al contrato de futuro más cercano

<sup>2</sup> Diferencia entre el disponible y el futuro de Buenos Aires.

<sup>3</sup> Diferencia entre el por mayor de Santiago y el futuro de Buenos Aires.

<sup>4</sup> Se utiliza el tipo de cambio del dólar observado.

**Fuente:** IICA/Área de Políticas y Comercio, con base en datos tomados de <http://www.odepa.com>, <http://www.bolcereaes.com> y <http://www.bcentral.cl>.

Por otro lado, los promedios de los precios FOB de maíz y trigo en el Golfo de México son de US\$116,88 y US\$151,35, respectivamente, que son superiores a los precios de disponibles de Buenos Aires en US\$7,46 y US\$10,72 por tonelada métrica, respectivamente.

Para entender las diferencias de la base en distintos mercados, es importante considerar que en un mercado de futuros eficiente, la base contiene dos componentes principales. Uno es el retorno general por almacenamiento del producto, y el segundo es un premio o descuento por la ubicación del producto subyacente. El componente de localidad se debe principalmente a los costos de transporte, la disponibilidad y el costo de almacenamiento y las condiciones locales de demanda y oferta. Una estrategia eficiente de comercialización depende de un buen entendimiento del comportamiento de dichas bases, que es la principal referencia para la toma de decisiones sobre almacenamiento y venta de productos. Para una descripción completa de las consideraciones más importantes que se han de considerar a la hora de realizar una cobertura o de no realizarla a partir del análisis de la base, el lector puede revisar Karlson, Anderson y Dahl (1993).

No sólo es importante considerar el nivel de la base, sino también su volatilidad. Cuanto más variable es la base, menos eficiente es la cobertura para minimizar el riesgo. Se desprende de los cuadros 1 y 2 que al ser el coeficiente de variación de la base en Buenos Aires de maíz (232,5%) menor que el del trigo (459,29%), se espera que la utilización del mercado de futuros de trigo sea mayor. El mismo razonamiento se aplica para la base de los mismos productos en Santiago. Sin embargo, los coeficientes de variación de la base de maíz y trigo en Santiago son mucho menores que los mostrados por el mercado de Buenos Aires, lo que anticipa un uso más reservado del mercado de futuros por parte de los chilenos.

La variación de los precios es un indicador muy importante que influye significativamente en la decisión de realizar coberturas contra riesgos por cambios en los precios. Cuanto más variables sean los precios de contado, mayores beneficios se derivan de una cobertura. Lo contrario sucede con la variación de los precios de futuros, ya que cuanto mayor es la desviación estándar o el coeficiente de variación, menor es la cobertura óptima que se ha de realizar (Arias, Brorsen, Harri 2000).

Se encuentra que los coeficientes de variación de los precios de futuros de maíz en Buenos Aires son de 22,76%, y el de disponibles de 22,46%, mientras que los correspondientes a los precios del trigo son mayores (31,8% y 31,9%, respectivamente.) Tomando en cuenta la mayor variación de los precios de futuros del trigo, *Ceteris paribus*, la cobertura óptima de mínimo riesgo sería mayor para este producto, que para el maíz.

En contraste, los precios mayoristas de Santiago son mucho menos variables que los de Buenos Aires (coeficiente de variación igual a 16,56% en maíz y 10,80% en trigo). Esto no quiere decir que los chilenos no deban usar contratos de futuros, sino que la proporción de físicos que se cubriría contra riesgos sería menor, como lo veremos más adelante.

Los indicadores de volatilidad histórica reflejan resultados similares a los derivados del análisis de los coeficientes de variación. La única salvedad es que la volatilidad mensual de los precios es aproximadamente el doble que la volatilidad semanal, lo que prevé la mayor relevancia de los mercados de futuros, como instrumento para reducir el riesgo en períodos de planeación más largos.

Otro resultado importante es que los precios en Chile, tanto del trigo como del maíz, varían menos en la moneda local que en US\$, lo que indica que las políticas cambiarias chilenas ayudan a mitigar el efecto internacional de los cambios en precios, así como a mantener más estables los precios en el mercado interno.

### **Indices estacionales e intervalos de confianza (al 95%) de los precios del maíz y el trigo en diferentes mercados**

La Figura 1 muestra el índice estacional,  $\pm 2$  desviaciones estándar, de los precios del maíz y el trigo en Buenos Aires, Santiago de Chile y el Golfo de México en los Estados Unidos. La forma más sencilla de interpretar los resultados es mirando si la banda para cada mes está por debajo o por encima de la línea horizontal, igual a uno, incluida en cada gráfico. De ser así, la estacionalidad es estadísticamente significativa; si las bandas incluyen el uno, entonces no hay estacionalidad y se puede concluir que los precios son iguales al promedio anual.

*Maíz*

En lo que respecta al maíz en Buenos Aires, y en consonancia con la época de mayor oferta, los precios de disponible en marzo pueden estar entre 0,6% y 13,5% por debajo del promedio anual. Los precios de futuros también aparentan estar bajos en el mes de febrero, anunciando la baja de los precios de disponible en marzo. En contraste, los precios en el Golfo de los Estados Unidos tienden a estar altos en marzo, y relativamente bajos a finales del año.

Por otro lado, el comportamiento estacional de los precios de maíz en Santiago de Chile es estadísticamente significativo casi todo el año, mostrando precios bajos en marzo, abril y mayo, y altos de setiembre a enero. Un aspecto muy importante relacionado con la menor volatilidad de los precios en Chile es que la estacionalidad es más predecible (banda mucho más angosta) que en los otros mercados.

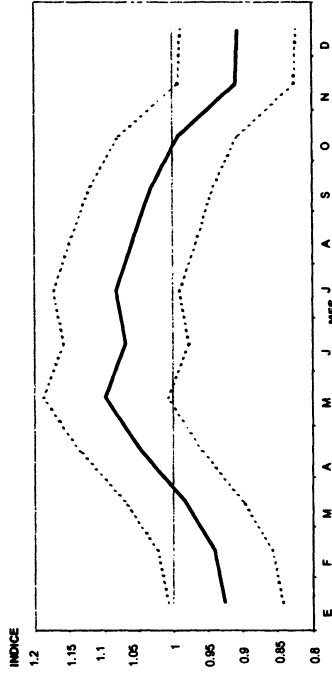
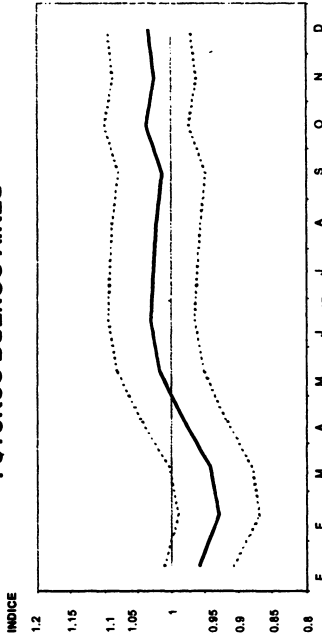
Figura 1. Índices estacionales e intervalos de confianza en diferentes mercados.

MAÍZ

TRIGO

FUTUROS BUENOS AIRES

FUTUROS BUENOS AIRES



DISPONIBLE BUENOS AIRES

DISPONIBLE BUENOS AIRES

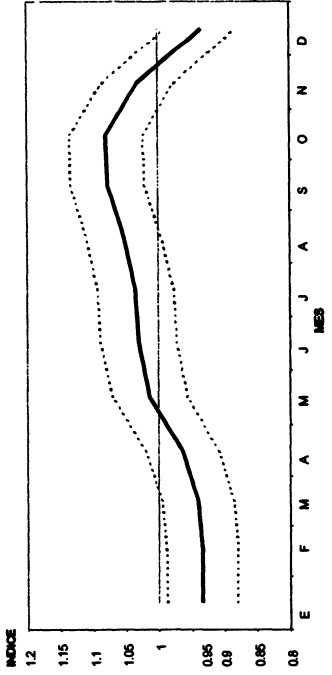
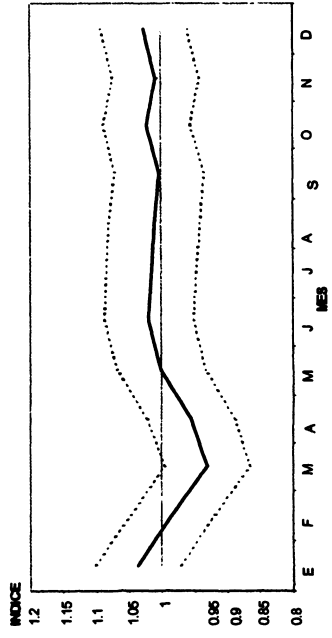
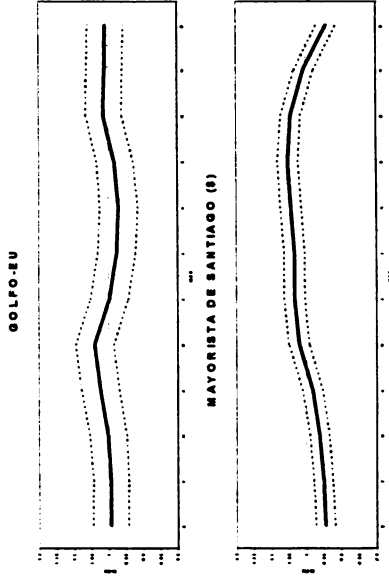
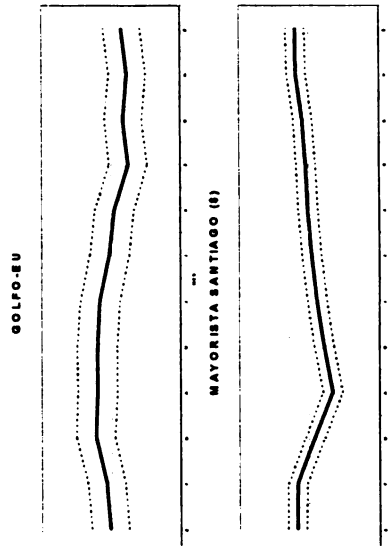


Figura 1. (Continúa)

TRIGO



MAIZ



Fuente: Elaborada por los autores.

## *Trigo*

Los precios del trigo muestran una estacionalidad más marcada y más variable que los precios de maíz. Los precios de disponible en Buenos Aires están por debajo de la media anual de diciembre a marzo y por encima de agosto a octubre; la estacionalidad es no significativa de abril a agosto, aun cuando tiende a estar alta en el mercado de futuros. Contrario a la estacionalidad relativamente marcada de Buenos Aires, los precios del trigo en el Golfo de los Estados Unidos se mantienen estables durante todo el año. Finalmente, los precios mayoristas del trigo en Santiago de Chile siguen de cerca el patrón estacional de los precios en Buenos Aires. Al igual que en el maíz, la banda de variación del índice es mucho menor en Santiago, reflejo de una menor volatilidad en los precios mayoristas en esa ciudad.

### **Riesgo de la base**

Una cobertura no es efectiva, si la diferencia entre los precios de futuros y los precios de contado no convergen paulatinamente al Ritmo de los costos incidentales durante la vida del contrato de futuros (Stoll y Whaley 1993). El riesgo de la base aparece cuando la diferencia entre los precios de contado y los precios de futuros se desvía de un precio base constante por mes. Por lo tanto, cuanto más alto sea este, existen menos posibilidades de cobertura contra las variaciones de precios de un producto cualquiera. Implícitas en el riesgo de la base se encuentran las variaciones inesperadas en los costos de mantener un producto almacenado hasta el momento de su entrega. Si este costo fuera fijo, no existiría riesgo en la base y el óptimo de la cobertura sería cercano al 100%.

Las diferencias en el riesgo de base entre distintos productos y mercados se pueden evaluar mediante un análisis de los coeficientes de correlación que se reportan en el Cuadro 3. Cuanto más alta sea la correlación entre el mercado de futuros y el de contado, menor es el riesgo de base y mayor es el índice óptimo de cobertura contra riesgos (Arias, Brorsen y Harri 2000).

**Cuadro 3. Coeficientes de correlación entre los precios de maíz y trigo en diferentes mercados.**

Mercado	Coefficiente de correlación
<i>Trigo</i>	
Futuros / Disponible de Buenos Aires	0,99
Futuros de Buenos Aires / Mayorista de Santiago	0,81
Mayorista de Santiago / Golfo de Estados Unidos	0,78
Futuros de Buenos Aires / Golfo de Estados Unidos	0,92
<i>Maíz</i>	
Futuros / Disponible de Buenos Aires	0,99
Futuros de Buenos Aires / Mayorista de Santiago	0,85
Mayorista de Santiago / Golfo de Estados Unidos	0,87
Futuros de Buenos Aires / Golfo de Estados Unidos	0,94

Fuente: IICA/Área de Políticas y Comercio, con base en datos tomados de <http://www.odepa.com>, <http://www.bolcereales.com> y <http://www.bcentral.cl>

Se desprende del Cuadro 3 que los precios de futuros y de contado del maíz y el trigo en Buenos Aires presentan un coeficiente de correlación cercano a uno y que estos están, al mismo tiempo, muy correlacionados con los precios FOB en el Golfo de los Estados Unidos (trigo: 0,92 y maíz: 0,94).

En lo que respecta a los coeficientes de correlación entre los precios mayoristas de Santiago de Chile y los precios en el mercado a término de Buenos Aires, se encuentra una integración histórica bastante importante, ya que ante variaciones en los precios de Buenos Aires, los precios en Chile, para el caso del trigo, varían en la misma dirección el 81% de las veces; en el caso del maíz, la variación se da el 85% de las veces. A pesar de que la banda de precios del trigo en Chile se fija con base en los precios FOB en el Golfo de los Estados Unidos, existe una correlación ligeramente mayor de los precios mayoristas en Santiago con los precios de futuros de Buenos Aires (0,81 vs. 0,78, respectivamente), que debe ser un reflejo de la cercanía y las condiciones similares de oferta y demanda de ambos mercados.

Con estos coeficientes, es de esperar que el uso del mercado de futuros para la cobertura de riesgos sea mucho menor para productores y comercializadores en Chile que los que actúan en las condiciones de Buenos Aires.

A pesar de que la correlación entre los precios es un indicador importante de la factibilidad de uso de los contratos de futuros de la



Bolsa de Cereales de Buenos Aires por parte de Chile, es muy importante conocer primero otros indicadores más robustos que nos muestren el grado de integración entre los mercados.

## Causalidad

### Trigo

De acuerdo con el estadístico G (ecuación 4 de la metodología), con una probabilidad de error del 5%, se *rechaza* la hipótesis nula de *que no existe* causalidad entre los precios de trigo en la dirección de<sup>1</sup> (Cuadro 4):

1. Futuros → Disponible de Buenos Aires
2. Futuros de Buenos Aires → Mayorista de Santiago
3. FOB del Golfo de Estados Unidos → Mayorista de Santiago

Las demás relaciones posibles que se encuentran en el Cuadro 4 resultaron poco significativas, con probabilidades de error incluso mayores al 10%.

**Cuadro 4. Trigo: resultados de la prueba Granger de causalidad entre precios de diferentes mercados (seis rezagos).**

Dirección causalidad	F estadística	Probabilidad
Futuro → Disponible de Buenos Aires	3,752*	0,0031
Disponible → Futuro de Buenos Aires	1,435	0,2163
Futuro de Buenos Aires → Mayorista de Santiago	4,325*	0,0011
Mayorista de Santiago → Futuro de Buenos Aires	1,597	0,7315
FOB del Golfo de EE.UU. → Mayorista de Santiago	2,374*	0,0398
Mayorista de Santiago → FOB del Golfo de EE.UU.	0,386	0,8854

\* Estadísticamente significativos al 5%.

Fuente: IICA/Área de Políticas y Comercio, con base en datos tomados de: <http://www.odepa.com>, <http://www.bolcereales.com> y <http://www.bcentral.cl>.

<sup>1</sup> Una forma complicada de decir que posiblemente existe causalidad entre los precios, pero decirlo así tiene connotaciones erróneas desde el punto de vista econométrico (ver la sección "Causalidad", pág. 16).

*Maíz*

En forma similar, se puede rechazar la hipótesis de *no causalidad* que existe entre:

1. Futuros → Disponible de Buenos Aires
2. Futuros de Buenos Aires → Mayorista de Santiago
3. FOB del Golfo de Estados Unidos → Mayorista de Santiago

y se *rechaza* la posible causalidad entre precios en las otras relaciones señaladas en el Cuadro 5.

**Cuadro 5. Maíz: resultados de la prueba Granger de causalidad entre precios de diferentes mercados (seis rezagos).**

Dirección causalidad	F-estadística	Probabilidad
Futuro → Disponible de Buenos Aires	3,566*	0,0025
Disponible → Futuro de Buenos Aires	0,596	0,7325
Futuro de Buenos Aires → Mayorista de Santiago	8,041*	0,0001
Mayorista de Santiago → Futuro de Buenos Aires	0,580	0,7445
FOB del Golfo de EE.UU. → Mayorista de Santiago	3,230*	0,0081
Mayorista de Santiago → FOB del Golfo de EE.UU.	1,309	0,4277

\* Estadísticamente significativos al 5%

Fuente: IICA/Área de Políticas y Comercio, con base en datos tomados de <http://www.odepa.com>, <http://www.bolcereales.com> y <http://www.bcentral.cl>.

Estos resultados concuerdan con la teoría de un solo precio, la cual establece la igualdad de precios entre países que operan en condiciones de libre comercio, hecha la abstracción de los costos de transporte y de transferencia de los bienes. Lo más relevante de este análisis es la comprobación de que los mercados de Chile y Buenos Aires están integrados y de que los precios de futuros son los que se transmiten a los precios mayoristas de Chile, por lo que es factible el uso de futuros en la cobertura de riesgos por parte de productores y comerciantes chilenos.

## Estacionariedad

Los resultados de la prueba ADF (ecuación 5 de la metodología), que se presentan en el Cuadro 6, muestran que todas las series de precios mensuales no son estacionarias (ADF menor en valor absoluto a los valores críticos) o no siguen una ruta aleatoria<sup>2</sup>. Esta es una condición necesaria para continuar con las pruebas de cointegración. Cuando se realizó la misma prueba sobre las primeras diferencias de las series ( $Y_t - Y_{t-1}$ ), éstas resultaron estacionarias; se concluye, por lo tanto, que todas las series muestran un grado de integración igual a uno.

Recordemos que es posible que dos series sean no estacionarias, pero una combinación lineal de ellas sí es estacionaria, lo que implica que ambas series están cointegradas o siguen una relación de equilibrio de largo plazo.

---

<sup>2</sup> Esta prueba se realizó con diferente números de rezagos, y se obtuvieron los mismos resultados.

Cuadro 6. Prueba ADF para las series de precios mensual (seis rezagos).

	Disponible de Buenos Aires	Futuro de Buenos Aires	Al por mayor de Santiago	FOB de Chicago, Estados Unidos
<b>Maíz</b>				
Estadístico ADF	-1,6426	-1,3816	-1,2926	-1,2394
Valor crítico al 1%	-3,521	-3,521	-3,521	-3,521
Valor crítico al 5%	-2,901	-2,901	-2,901	-2,901
Valor crítico al 10%	-2,588	-2,588	-2,588	-2,588
<b>Trigo</b>				
Estadístico ADF	-1,5285	-1,2489	-1,4371	-0,7827
Valor crítico al 1%	-3,521	-3,521	-3,521	-3,521
Valor crítico al 5%	-2,901	-2,901	-2,901	-2,901
Valor crítico al 10%	-2,588	-2,588	-2,588	-2,588

Fuente: IICA/Área de Políticas y Comercio, con base en datos tomados de <http://www.odepa.com>, <http://www.bolcereaes.com> y <http://www.bcentral.cl>.

## Cointegración

A continuación se presenta un análisis de la posible relación de equilibrio de largo plazo (cointegración) entre las cotizaciones en el mercado a término de la Bolsa de Buenos Aires y de la de Chicago con los precios mayoristas en Santiago de Chile. Además, se reportan las elasticidades y la velocidad de transmisión de los precios entre los mercados (Cuadro 7).

### *Maíz*

A partir de la prueba de Johansen y Julius, se determinó la existencia de dos ecuaciones de cointegración para los precios de maíz. Una representa la relación de cointegración entre los cambios de precios futuros de Buenos Aires y los precios mayoristas de Santiago y los precios FOB de Estados Unidos. La segunda ecuación representa la relación de equilibrio entre los precios del Golfo de Estados Unidos y los de Argentina y Chile.

Al normalizar la primera ecuación alrededor de los precios mayoristas de Chile, se obtiene que la elasticidad de la transmisión de precios entre los precios de futuro de Buenos Aires y los precios mayoristas de Santiago es de 0,883%; por lo tanto, se espera que, ante un cambio de un 1% en los precios de futuro de maíz, los precios en Santiago cambien en esa proporción, resultado que excluye el efecto del riesgo en los tipos de cambio. Con respecto al mercado FOB de Chicago, se obtiene una elasticidad de transmisión de 0,785%, lo que establece que los precios del mercado de Buenos Aires tienen un efecto mayor sobre los precios del mercado de maíz chileno que los precios FOB del Golfo y, por lo tanto, se puede decir que, de acuerdo con estas elasticidades, el mercado de maíz mayorista chileno se encuentra más integrado al mercado argentino que al de Chicago.

Se obtiene un efecto positivo y estadísticamente significativo del tipo de cambio sobre los precios mayoristas de maíz en Santiago. Esto es de esperar por cuanto la depreciación de la moneda chilena (aumento del tipo de cambio) hace que las importaciones de Chile, en moneda local, se vuelvan relativamente más caras (los precios aumentan). Por lo tanto, la elasticidad del tipo de cambio debe ser positiva. Se encuentra que, ante una depreciación mensual de la moneda chilena en un 1%, los precios mayoristas en Santiago aumentarían en un 0,280%.

**Cuadro 7. Elasticidades de transmisión de precios de maíz y trigo entre los mercados de futuros de Buenos Aires, los mayoristas de Santiago y FOB de Chicago.**

Mercados	Elasticidades (%)	
	Maíz	Trigo
Futuros de Buenos Aires Mayorista de Santiago	0,883	0,578
FOB de Chicago Mayorista de Santiago	0,785	0,957
FOB de Chicago Futuros de Buenos Aires	0,888	1,655
Efecto del tipo de cambio en el mercado chileno	0,280	0,166

**Fuente:** IICA/Área de Políticas y Comercio, con base en datos tomados de <http://www.odepa.com>, <http://www.bolcereales.com> y <http://www.bcentral.cl>.

Por otro lado, con la segunda ecuación de cointegración se obtiene que, con una variación de un 1% en el precio estadounidense, el mercado de futuros de Buenos Aires experimenta cambios en la misma dirección de un 0,888%, lo que representa una importante relación entre los mercados de maíz de los Estados Unidos y Argentina. Con estos resultados podemos afirmar que el mercado de Chicago guía, de un modo significativo, los precios de Buenos Aires y de Chile. Esto se explica por la importancia relativa de los Estados Unidos en el mercado mundial de cereales.

### *Trigo*

Similarmente al caso de los precios del maíz, las series de precios de trigo presentan dos ecuaciones de cointegración, que muestran la relación de cointegración entre los cambios de precios de Buenos Aires y los de Santiago y Estados Unidos, así como la existente entre los de Estados Unidos y los de Argentina y Chile. A partir de estas ecuaciones, se obtiene que la elasticidad de la transmisión entre los precios de futuros de Buenos Aires y los mayoristas de Santiago es de 0,578%; por lo tanto, se espera que ante un cambio de un 1% en los precios de futuro de trigo en Buenos Aires, los precios en Santiago cambien en esa proporción, que

de nuevo excluye el efecto del riesgo en los tipos de cambio. La elasticidad de la transmisión de los precios entre Estados Unidos y Chile es de 0,957%, reflejo de una influencia muy importante del mercado de Chicago en el mercado mayorista de Santiago; ese resultado era de esperar, sobre todo por el sistema de bandas de precios que opera en el mercado chileno.

De acuerdo con estas elasticidades de transmisión de precios del trigo, y contrario al caso del maíz, el mercado chileno de trigo se encuentra más integrado al mercado de Estados Unidos que al argentino. Esto también se explica por la gran influencia del mercado de Chicago en la definición de los precios de trigo en Buenos Aires; por ejemplo, un cambio de un 1% en el mercado de Chicago provoca que el precio en el mercado de futuros argentino varíe en un 1,655%.

Al igual que en el caso del maíz, se obtiene un efecto positivo y estadísticamente significativo (pero menor) del tipo de cambio sobre los precios mayoristas de trigo en Santiago. La depreciación de la moneda chilena de un 1% provocaría que los precios en moneda local del trigo aumenten en un 0,166%.

### **Integración de mercados**

Se puede concluir que el grado de integración de los mercados de trigo de Chile y Argentina es menor que el existente entre los mercados de maíz de ambos países. Ello se debe a que las elasticidades de la transmisión de precios (para el maíz de 0,883% y para el trigo de 0,578%) y el efecto sobre los precios locales de Chile de las variaciones en el tipo de cambio (0,280% para el maíz y 0,166% para el trigo) son menores en trigo. Los resultados eran de esperar, ya que, si miramos el intercambio comercial en 1998, Chile importó de Argentina el 70,1% del maíz y el 29,5% del trigo (Anexo 1).

El grado de integración entre ambos mercados también se puede observar al analizar la velocidad del ajuste de los precios mayoristas en Chile ante *shocks* externos, ya sea sobre los mismos precios mayoristas, sobre los precios de futuros de Buenos Aires o sobre los precios del Golfo. La función de impulso-respuesta, que indica el grado de respuesta de los precios ante un *shock* externo de una desviación estándar, nos puede ilustrar en este sentido.

## **Función de impulso-respuesta**

El Anexo 2 contiene todas las combinaciones posibles de las funciones de impulso-respuesta de los precios<sup>3</sup>. La forma de interpretar estos resultados se facilita si se analiza cuándo la banda está por encima o cuándo por debajo de la línea cero de cada gráfica. Cuando la banda está sobre la línea cero, el efecto de los cambios en un precio sobre otro precio en el mercado que se señala en cada figura es estadísticamente significativo. Si la línea cero aparece dentro de la banda, entonces el efecto no es estadísticamente significativo. Este análisis nos indica el tiempo, en meses, que un *shock* externo tarda en transmitirse completamente de un mercado a otro.

El Cuadro 8 resume los principales resultados de esta función. Se puede concluir, en primer lugar, que los cambios que se originan en el mercado de Buenos Aires tienen un efecto sobre los precios mayoristas de Chile, que se diluye en un período de seis meses para el trigo y de siete meses para el maíz. Recordemos que el resultado de las elasticidades de la transmisión de los precios concluía que, ante un cambio en los precios de Buenos Aires, los cambios en los precios mayoristas de Chile son mayores para el maíz que para el trigo, por lo que se confirma que hay una mayor integración de mercados en el caso del maíz. En segundo lugar, los cambios en los precios del Golfo afectan el mercado mayorista chileno por ocho meses para el caso del trigo y por nueve en el caso del maíz, mientras que tienen un efecto prolongado sobre el mercado de futuros de Buenos Aires, por cinco meses en trigo y por seis en maíz. Por lo tanto, el mercado chileno es más sensible a los cambios externos en los precios del Golfo que a los ocurridos en los precios del mercado de Buenos Aires. Además, en todos los casos la velocidad del ajuste es mayor en el trigo que en el maíz.

## **Cobertura óptima**

Una vez definido que los mercados de maíz y trigo de Chile, Argentina y Estados Unidos están integrados, se puede afirmar que es viable el uso de los mercados de futuro para la cobertura de riesgos por variaciones de los precios mayoristas en Chile y que ahora es necesario determinar el nivel óptimo de cobertura para cada producto y mercado.

---

<sup>3</sup> El orden de las series de precios que se utilizó para la estimación de la función impulso-respuesta es: FOB-EEUU, Futuros de Buenos Aires, Mayoristas de Santiago.



**Cuadro 8. Velocidad de ajuste ante shocks en los mercados.**

Dirección del <i>shock</i>	Velocidad el ajuste (en meses)
<b>Trigo</b>	
Futuros de Buenos Aires a Mayorista de Santiago	6
Golfo de Estados Unidos a Mayorista de Santiago	8
Golfo de Estados Unidos a Futuros de Buenos Aires	5
<b>Maíz</b>	
Futuros de Buenos Aires a Mayorista de Santiago	7
Golfo de Estados Unidos a Mayorista de Santiago	9
Golfo de Estados Unidos a Futuros de Buenos Aires	6

Fuente: IICA/Área de Políticas y Comercio, con base en datos tomados de <http://www.odepa.com>, <http://www.bolcereales.com> y <http://www.bcentral.cl>.

Antes de calcular el nivel óptimo de cobertura según el modelo econométrico descrito en la metodología (modelo de Johnson y Stein), se presenta una justificación y un ejemplo hipotético de la importancia que tiene este cálculo y de cómo no es siempre conveniente realizar contratos de cobertura por un 100% de la producción.

*Índice de cobertura óptima: factores que la determinan*

Se ha argumentado que los agentes participan en el mercado de futuros con la finalidad de reducir el riesgo por variación de los precios de los productos, pero deben decidir cuál es el porcentaje de cobertura que más les conviene. Ante esto, se deben exponer los factores que influyen en la determinación del índice de cobertura óptima para un productor o comerciante, y de por qué generalmente es menor al 100%. La idea básica es que los cambios en los precios de futuros cambian de forma diferente que los de disponible; por lo tanto, se puede generar una ganancia o una pérdida de esta diferencia; es decir, como la correlación en los precios no es perfecta (si lo fuera la cobertura óptima sería de 100%), el riesgo se minimiza con la utilización de un porcentaje de cobertura diferente al 100%.

Retomando la ecuación 11 del método (página 23):

$$\Delta P_t^D = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_T^F + \varepsilon_t$$

podemos decir que el cambio en los precios de disponible posee tres componentes: 1) un cambio constante no aleatorio,  $\alpha_0$ ; 2) un cambio aleatorio asociado con los cambios de los precios de futuro,  $\alpha_1$ ; y 3) un componente totalmente aleatorio,  $\varepsilon_t$ . Este tercer componente no tiene ninguna correlación con los cambios de los precios de futuro; por lo tanto, si fuera cero la cobertura óptima sería del 100%, debido a que todos los cambios en el precio de disponible están correlacionados perfectamente con los del mercado de futuros. Además, se había dicho que la desviación estándar de  $\varepsilon_t$  representa el riesgo de la base, y que aumenta cuanto menos correlacionados estén los mercados, implicando que el óptimo de cobertura sea menor. El otro caso extremo es cuando el riesgo de la base explica todo el cambio en el precio de disponible, haciendo que la cobertura óptima,  $\alpha_1$ , sea 0%; y se da cuando no existe ninguna relación entre los mercados (el coeficiente de correlación es igual a cero).

### *Escenario hipotético*

Supongamos que un productor siembra trigo en el período 1 y que la cosecha la recogería en el período 2, por lo que está interesado en conocer el posible precio que va a obtener al momento de la cosecha, y a la vez su posible ganancia o pérdida. Varios escenarios posibles se presentan en el Cuadro 10. Una posibilidad es que utilice únicamente el mercado de físicos, pero asumiría todo el riesgo de la dirección y el monto de la variación en los precios entre períodos. Para contrarrestar este riesgo, el productor podría utilizar contratos de futuros y tomar una posición corta en el mercado, es decir, vender un contrato de futuros.

Para el ejemplo, tenemos que en el período 1 el precio de físicos es de US\$100/t y el contrato de futuros se transa a US\$105/t. Una posibilidad es que, en el período 2, el precio de físicos suba a US\$103/t y el de futuros a US\$110/t. Con este movimiento de precios el productor obtendría por su producto US\$103/t, si no utilizó cobertura (0%), pero si se hubiera realizado un contrato por el 100% de la producción, recibiría US\$98/t, que es resultado del precio en físicos más la ganancia o pérdida en el mercado de futuros [US\$103+100%(105-110)].

**Cuadro 10. Ejemplo hipotético del precio esperado del trigo para un productor que utiliza diferentes porcentajes de cobertura, en US\$/t.**

Período	Precio Físicos	Precio Futuros	Precio/ingreso recibido por el productor (US\$/t)		
			0% de cobertura	100% de cobertura	50% de cobertura
1	US\$100	US\$105			
<b>Caso 1. Aumento en los precios</b>					
2	US\$103	US\$110	US\$103	US\$98	US\$100,5
<b>Caso 2. Disminución en los precios</b>					
2	US\$97	US\$100	US\$97	US\$102	US\$99,5

Fuente: Elaborado por los autores.

También es posible una baja en los precios para el período 2, que suponemos sería de US\$97/t en físicos y de US\$100/t en futuros. Por lo tanto, el productor recibiría US\$97/t, si no utiliza cobertura, o US\$102/t, si cubre un 100% de la producción, que igualmente es la pérdida o la ganancia en futuros más el precio que recibe en el mercado de físicos  $[97+100\%(105-100)]$ .

Ante estos dos posibles movimientos hipotéticos en los precios, y suponiendo que el productor transó un contrato de futuros por el 100% de la producción, este se enfrentaría a un rango de precios de entre US\$98/t y US\$102/t, que es menor al rango de precios cuando no se utiliza ningún tipo de cobertura (US\$97/t a US\$103/t).

Se debe tener presente que el productor tiene la posibilidad de utilizar un porcentaje de cobertura menor al 100%. Por ejemplo, si utiliza un 50% de cobertura, a partir de los mismos casos anteriores de un aumento y de una disminución de precios en el período 2, se modificaría el nivel de riesgo por variación de precios que asumiría el productor, pues obtendría US\$100,5/t  $[103+50\%(105-110)]$  ante el caso hipotético de que el precio suba en el período 2, y US\$99,5/t  $[97+50\%(105-100)]$  si el precio baja. Por lo tanto, al cubrir en el mercado de futuros una proporción menor de la producción, la fluctuación del ingreso por tonelada sería menor, lo que implica una reducción del riesgo financiero.

*Recordemos que el objetivo del productor no es especular, sino asegurarse un precio para su producción. El óptimo de cobertura asegura que el precio obtenido por el productor, esté lo más cercano posible a sus expectativas.*

**Nótese que de nuestro ejemplo surge que la variación en los ingresos por tonelada entre el período 1 y el 2 es del 3%, si no se realiza ninguna cobertura; del 2%, si se cubre un 100% de la producción y de apenas 0,5%, si se decide negociar un contrato de futuros por el 50% de la cosecha esperada. Determinar el óptimo de cobertura, muchas veces calculado sobre la base de datos históricos, consiste precisamente en saber cuál es el porcentaje de producción o producto almacenado que debería cubrirse en el mercado de futuros para minimizar la volatilidad de los ingresos.**

**Existen otros factores, no mencionados en este estudio, que dan una explicación adicional de por qué el índice de cobertura óptima puede ser considerablemente menor al 100%. Entre ellos se mencionan en la literatura los siguientes: el riesgo de cosecha, problemas de flujo de caja, una probabilidad de bancarrota positiva, el tipo de producto subyacente, el riesgo de la base, el ingreso que se obtiene fuera de la finca, etc. (Arias, Brorsen y Harri 2000).**

### ***Ejercicio de simulación***

**En esta sección se presenta un ejercicio de simulación, a fin de justificar mejor la necesidad de calcular el óptimo de cobertura en el mercado de futuros y mostrar cómo ello se puede hacer sobre la base de precios históricos. El objetivo del ejercicio es determinar cuál hubiera sido el óptimo de cobertura para un productor de trigo chileno que vendió mensualmente, en forma consecutiva, un contrato de futuros en la Bolsa Buenos Aires durante el período de enero de 1994 a agosto de 2000. La idea es que el productor vende un contrato y un mes después cierra la operación en el mercado de futuros, lo que le produce una ganancia o una pérdida neta que se suma o se resta, respectivamente, al ingreso obtenido en el mercado de físicos. El supuesto es que el productor debe vender una tonelada de trigo en el mercado mayorista, pero tiene al mismo tiempo la opción de vender un contrato de futuros por una cantidad igual o menor.**

Estas simulaciones permitieron obtener, con los datos reales de precios mayoristas de Chile y de futuros de Buenos Aires, varios flujos mensuales de los ingresos que hubiera obtenido el productor para distintos niveles de cobertura. Por ejemplo, en febrero de 1994 el precio mayorista en Chile era de US\$187,66/t, US\$2,43/t menos que el mes anterior (US\$190,09/t), mientras el precio del contrato de futuros más cercano en Buenos Aires pasó de US\$116,57/t en enero a US\$112,88/t en febrero (una baja de US\$3,69/t). Según estos números, una cobertura del 100% le hubiera arrojado al agricultor una ganancia de US\$3,69/t ( $100\% * [US\$112,88 - US\$116,57]$ ), que sumada al precio obtenido en el mercado de físicos de US\$187,66/t, da un ingreso total de US\$191,35/t ( $US\$187,66/t + US\$3,69/t$ ), mayor que si no hubiera cubierto su producción en el mercado de futuros. En este caso el mercado de futuros compensó al agricultor por la baja en los precios en el mercado de físicos, por lo que convenía realizar una cobertura no menor al 100%. Ahora, el precio del contrato de futuros más cercano en marzo de 1994 subió a US\$119,61/t; en este caso, el agricultor, al liquidar su contrato en el mercado de futuros, pierde US\$6,73/t ( $US\$112,88/t - US\$119,61/t$ ) y, por lo tanto, convenía una cobertura mucho menor que el 100%.

En resumen, el ingreso por tonelada métrica de operar en el mercado de físicos y de futuros se calcula para cada mes utilizando la siguiente fórmula: [precio mayorista en este mes - % de cobertura \* (precio de futuros en este mes - precio de futuros del mes anterior)]. El cálculo se realiza para todos los meses, suponiendo primero que el agricultor cubre un 100% de la producción; luego se vuelve a calcular la serie utilizando un porcentaje de cobertura menor, hasta obtener el mayor número de series. El Cuadro 11 resume los resultados para porcentajes de cobertura seleccionados. La desviación estándar de los ingresos representa la variabilidad de los ingresos y se mira que, con un 34% de cobertura, el productor de trigo chileno se hubiera asegurado en el largo plazo el mínimo riesgo por variaciones en los precios. Eso no significa que no haya meses en que la cobertura debió haber sido mayor o menor, sino simplemente que los movimientos históricos en los precios indican que el óptimo de cobertura es por ese porcentaje, si el objetivo era estabilizar al máximo los precios recibidos por el productor.

La Figura 2 muestra una representación gráfica de los mismos resultados del Cuadro 11, en la cual la desviación estándar está en el eje vertical del cuadrante I y el ingreso bruto en el eje vertical del cuadrante II. El cuadrante III es una línea de 45° grados que permite trasladar el ingreso bruto del cuadrante II al eje horizontal del cuadrante IV y obtener

para cada porcentaje de cobertura la relación entre el ingreso bruto y la desviación estándar.

**Cuadro 11. Simulación del ingreso bruto y la desviación estándar para un productor hipotético de trigo chileno que cubre mensualmente su producción en el mercado de futuros de Buenos Aires durante el período de enero 1994 a agosto 2000, utilizando diferentes porcentajes de cobertura.**

Porcentaje de cobertura	Ingreso promedio bruto	Desviación estándar	Ingreso bruto <sup>1</sup> – (1,96 * D.E.)
100	207,56	23,66	160,23
80	207,59	22,78	162,02
60	207,62	22,20	163,22
40	207,65	21,93	163,78
34	207,66	21,92	163,82
20	207,68	22,00	163,67
0	207,70	22,40	162,91

<sup>1</sup> Ingreso mínimo por tonelada métrica a un 5% de probabilidad de error.

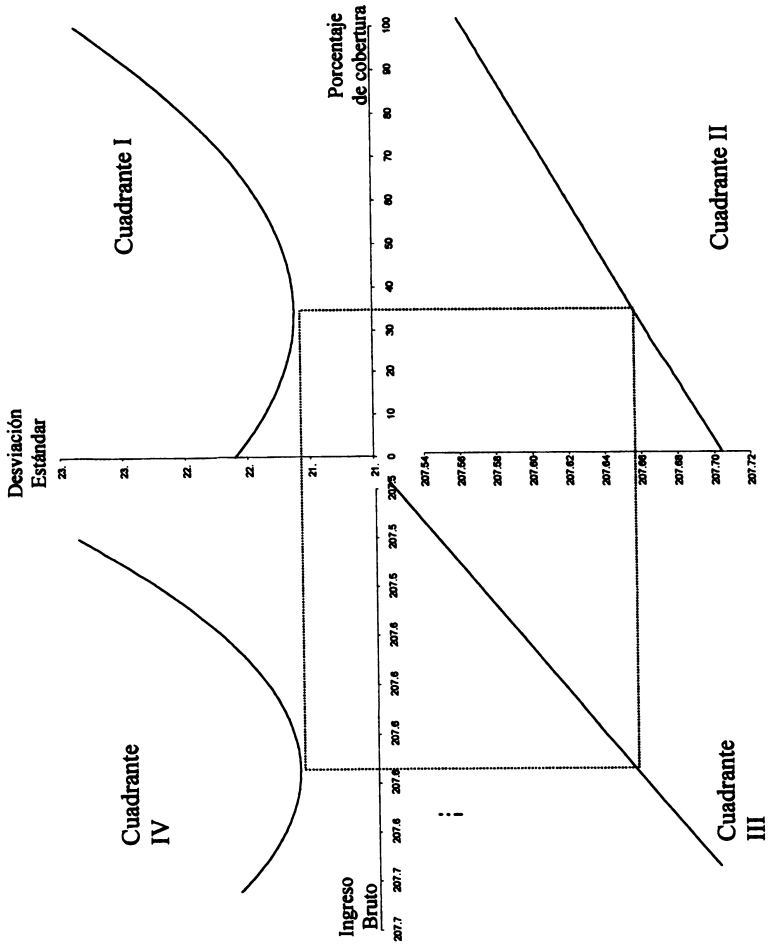
Fuente: IICA/Área de Políticas y Comercio, con base en datos tomados de: <http://www.odepa.com>, <http://www.bolcereales.com> y <http://www.bcentral.cl>.

En el primer cuadrante podemos observar que, a partir de 0% de cobertura, por cada punto porcentual adicional que el productor se cubra, la desviación estándar del ingreso disminuye, lo que representa para el productor una reducción del riesgo por variación de los precios. Por cada 1% de aumento en la cobertura, el riesgo baja pero en una tasa decreciente, hasta llegar al mínimo de riesgo con un 34% de cobertura. Un porcentaje de cobertura mayor lo que hace es aumentar el riesgo por variación de precios.

En el cuadrante II se muestra cómo, a medida que el porcentaje de cobertura aumenta, el ingreso bruto esperado cae en forma lineal; por lo tanto, la reducción del riesgo en los precios se hace a costa de una disminución del ingreso bruto esperado, pero la disminución en el ingreso bruto es bastante marginal.

Con ayuda del cuadrante III, que es una línea de 45° grados, se traslada el ingreso bruto del eje vertical al eje horizontal del cuadrante IV, donde se obtiene la relación entre el ingreso bruto y la desviación estándar del ingreso. Lo más importante de rescatar aquí es que, al disminuir el porcentaje de cobertura del 100%, el agricultor no solo aumenta el ingreso bruto, aunque en forma marginal, sino que también reduce el riesgo por variación de precios, de manera que no es óptimo cubrir totalmente la producción. Por el contrario, cuando se aumenta el porcentaje de cobertura del 0%, el ingreso bruto disminuye, pero proporcionalmente menos que la disminución del riesgo. El punto de convergencia se da cuando el riesgo baja al mínimo, con un 34% de cobertura. Nótese que el porcentaje de cobertura dependerá de la aptitud al riesgo del productor o de cuánto ingreso está dispuesto a sacrificar por obtener un menor riesgo por variación de precios. Lo cierto es que la cobertura no puede ser mayor al 34% y que cuanto menor sea la aversión al riesgo del productor menor será el porcentaje de producción que estaría dispuesto a cubrir.

**Figura 2. Ingreso bruto y desviación estándar de la negociación hipotética de una tonelada de trigo chileno en la Bolsa de Futuros de Buenos Aires, durante el período enero 1994 a agosto 2000.**





### **Modelo de Johnson y Stein (modelo JS)**

Para calcular el óptimo de cobertura que minimiza el riesgo por variación de precios, se utiliza el modelo JS (ecuación 12 de la metodología). En el recuadro se presentan dos procedimientos simplificados alternativos al Modelo JS para el cálculo de una cobertura óptima, ambos procedimientos son equivalentes.

Para la aplicación del modelo JS, primeramente, se realizan los cálculos para un productor o comercializador argentino y uno chileno, que desean cubrir su producción en la Bolsa de Buenos Aires. Luego se hacen las mismas estimaciones utilizando los Estados Unidos como el mercado de cobertura para la producción.

#### **Cálculo simplificado de un óptimo de cobertura con mínimo riesgo**

Muchas veces la rigurosidad estadística no es tan importante como la prontitud con que deba obtenerse el óptimo de cobertura.

Por esta razón se proponen dos alternativas, que son equivalentes:

1. Utilizar ecuación 10, página 23, mediante el seguimiento de los siguientes pasos:
  - a. Obtener una serie histórica de los cambios mensuales (o cualquier otra periodicidad) de los precios de físicos y de futuros.
  - b. Calcular la covarianza entre estas series y la varianza de la serie de los cambios de los precios de futuros.
  - c. Obtener la razón entre la covarianza y la varianza obtenidas en el paso *b*, que expresada en porcentaje representa el óptimo de cobertura.

Así por ejemplo, para el caso del trigo en Santiago (físicos) y Buenos Aires (futuros), la covarianza es de 39.11 y la varianza de los precios de futuros es de 180.56, lo que nos arroja un óptimo de cobertura de 21.66% ( $39.11/180.56 \cdot 100$ ), que es muy similar al cálculo obtenido según la ecuación 12, que se despliega en el cuadro 12.

2. La segunda alternativa es utilizar el comando “*slope*” o “*pendiente*” en Microsoft Excel, donde debe seleccionarse como variable dependiente (Y) la serie histórica de los cambios en los precios mayoristas (o de disponible) y como variable independiente (X) la serie de los cambios de los precios de futuros. Para el caso del trigo, el cálculo de la pendiente (que sería el óptimo de cobertura) es de 21.66%, e igual al obtenido con el procedimiento anterior.

Se debe alertar sobre la mayor conveniencia de usar los ajustes que se señalan en la ecuación 12, para asegurar que las estimaciones sean insesgadas y eficientes (e.g. con el mínimo error de cálculo posible).

Los resultados (Cuadro 12) indican que, cuando el productor argentino se cubre mediante el mercado de futuros de Buenos Aires, el índice óptimo de cobertura es mayor comparado con el índice óptimo del productor chileno, tanto para maíz como para trigo. Para el caso del maíz (entre paréntesis lo correspondiente al trigo), la cobertura que reduciría el riesgo al mínimo para un productor argentino sería de un 90,80% (90,10%), mientras que para el productor chileno sería de 17,61% (27,65%). Ello quiere decir que un productor argentino que anticipe una producción de 100 quintales de maíz realizaría un contrato de futuros solo por 90,8 quintales; cubrir más que esa cantidad no le implicaría menos riesgo. Similarmente, se podría decir que un productor argentino que realice coberturas continuamente en el mercado de futuros, 90,8% de las veces la variación de los precios de futuros en relación con los precios de físicos le es favorable para firmar un contrato de futuros. De forma parecida se puede interpretar la cobertura óptima que realizaría un productor de trigo argentino y las coberturas óptimas de los productores chilenos de maíz o trigo.

Estos resultados, que indican una menor cobertura óptima para los productores chilenos que para los argentinos cuando utilizan la Bolsa de Buenos Aires para cubrirse, eran de esperar, dado que la correlación (Cuadro 3) entre los precios de futuros y de disponible de Buenos Aires (0,99) es mucho mayor que la existente entre los precios mayoristas de Santiago de Chile y los de futuro de Buenos Aires (0,81).

Además, se desprende del Cuadro 12 que la cobertura óptima que realizaría un productor o un comerciante chileno en la Bolsa de Buenos Aires sería menor en maíz (17,61%) que en trigo (27,65%). Dicho de otra forma, el mercado de futuros de Buenos Aires ofrece mejores beneficios de cobertura de riesgos por variación de precios para el trigo. Este resultado se da, a pesar de que en Chile opera la franja de precios en trigo que es también, al igual que los contratos de futuros, un instrumento para reducir el riesgo ante variaciones de precios. Sin embargo, el lector debe recordar de los cuadros 1 y 2 que el coeficiente de variación de la base es menor en maíz (28,36%) que en trigo (45,82%), lo cual implica que hay mayores incentivos para la cobertura por variación de precios del trigo.

**Cuadro 12. Cobertura óptima.**

Producto	Contrato de futuros en Buenos Aires		Contrato de futuros en Chicago, Estados Unidos	
	Cobertura óptima	Riesgo de la base	Cobertura óptima	Riesgo de la base
<i>Maíz</i>				
Disponible de Buenos Aires	90,80%	2,60%	66,59%	4,74%
Mayorista de Santiago	17,61%	5,39%	24,86%	5,45%
<i>Trigo</i>				
Disponible de Buenos Aires	90,10%	3,32%	117,70%	6,99%
Mayorista de Santiago	27,65%	5,68%	30,07%	6,32%

Fuente: IICA/Área de Políticas y Comercio, con base en datos tomados de: <http://www.odepa.com>, <http://www.bolcereales.com>, <http://www.bcentral.cl> y el modelo de Johnson y Stein.

A pesar de la reducción del riesgo mediante el uso de contratos de futuros, existe el riesgo de la base, que se define más técnicamente como el riesgo remanente después de realizar una cobertura. Este es el riesgo que no se puede cubrir en el mercado de futuros y que debe absorber el productor o el comerciante. Los resultados indican que el riesgo de la base es mayor en trigo que en maíz, tanto para el caso de un productor o comerciante argentino (3,32% vs. 2,60%) como para uno chileno (5,68% vs. 5,39%). Estos resultados sugieren que los participantes en el mercado de trigo deben elaborar estrategias de comercialización más eficientes, mediante el estudio y el seguimiento cuidadoso del movimiento diario de la base.

La otra posibilidad es utilizar el mercado de Chicago para realizar coberturas, en vez de la Bolsa de Buenos Aires (Cuadro 12). Si el productor chileno es quien utiliza el mercado de Estados Unidos para cubrirse, se tiene que la cobertura óptima es de 24,86% en maíz y de 30,07% en trigo; al igual que en el resultado anterior, es mayor en trigo que en maíz. Esta cobertura óptima es superior que la obtenida, si el productor chileno utiliza el mercado de futuros argentino. En trigo, este hecho se puede explicar por la estrecha relación existente entre el mercado mayorista y el del Golfo, debido al sistema de bandas que opera en Chile. En maíz se debe a la existencia de mayor variación en la base

del mercado de Santiago con respecto al de Estados Unidos (31,70%) que con respecto al de futuros de Buenos Aires (28,30%), por lo que entran en juego los costos de comercialización y del manejo del producto, además de que la correlación (Cuadro 3) de los precios mayoristas de Chile es ligeramente mayor con Estados Unidos (0,87) que con Buenos Aires (0,85).

El riesgo remanente (base) del productor chileno que utiliza el mercado del Golfo en trigo es de 6,32% y de 5,55% en maíz, siendo mayor al que resulta cuando se cubre en el mercado de Buenos Aires, posiblemente debido a la cercanía de este último mercado y, por consiguiente, a los menores costos de transporte y de manejo de los productos.

Si el productor argentino es quien utiliza el mercado de Chicago para cubrirse, se obtiene que la cobertura óptima en maíz es de 66,59%, con un riesgo de la base de 4,74%, siendo la cobertura óptima menor y el riesgo remanente mayor que si utilizara el mercado de futuros de Buenos Aires. Finalmente, la cobertura óptima es de 117,70% para el productor de trigo argentino que se cubre en Estados Unidos, con el riesgo de la base respectivo de 6,99%. Según estos números, para obtener el mínimo riesgo la cobertura en trigo debe exceder la cantidad de producto disponible, lo que sugiere un mayor grado de especulación en este mercado.

## CONCLUSIONES

El propósito principal de este estudio fue determinar la factibilidad del uso de los mercados de futuro como instrumento de cobertura de riesgos en bolsas de físicos de América Latina, utilizando ejemplos de productos que se transan en la Bolsa de Cereales de Buenos Aires y de Chicago, y que son productos de importancia comercial para Chile. Se parte de la noción de que una condición necesaria, pero no suficiente, para la cobertura de riesgos, es que los mercados estén integrados.

En este estudio se define la integración de mercados como el grado en que un *shock* externo en los precios, que surge en un mercado, se transmite a otro mercado. Además, la velocidad con que una innovación se transmite de un mercado a otro sirvió como indicador adicional para determinar si los mercados estaban integrados o no lo estaban.

Los cálculos se realizaron para explorar oportunidades de cobertura de riesgos en contratos de trigo y maíz transados en la Bolsa de Cereales de Buenos Aires, que son productos que se producen y se importan en Chile. También se hace el análisis con los precios del mercado de Chicago, Estados Unidos, debido a la importancia mundial de este mercado y al hecho de que se toma como referencia en el cálculo de las bandas del precio en Chile.

El procedimiento utilizado para determinar las oportunidades de cobertura contra variaciones de precios de un producto cualquiera en Chile fue el siguiente. Primero se determinó si había una relación de causalidad entre los precios de futuros en la Bolsa de Cereales de Buenos Aires y los precios mayoristas en Santiago de Chile o los precios FOB de Chicago. Una vez que se estableció que sí existía una causalidad entre estos mercados, se pudo comprobar que los precios están cointegrados, es decir, que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre ellos. Esto último permitió estimar la elasticidad de la transmisión de precios entre los mercados, la velocidad del ajuste de los precios ante *shocks* externos y las posibilidades de cobertura para reducir el riesgo por variaciones en los precios locales en Chile.

La prueba de causalidad demostró, tanto para el trigo como para el maíz, que no se puede rechazar la existencia de causalidad entre los precios en la dirección de: Futuros → Disponible de Buenos Aires, Futuros de Buenos Aires → Mayorista de Santiago, y FOB del Golfo de los Estados Unidos → Mayorista de Santiago. Estos resultados

concuerdan con la teoría de un solo precio, la cual establece la igualdad de precios entre países que operan en condiciones de libre comercio, una vez hecha la abstracción de los costos de transporte y de transferencia de los bienes. Lo más relevante de este análisis es que se comprueba que los mercados de Chile, Buenos Aires y Chicago están integrados y que los precios de futuros son los que se transmiten a los precios mayoristas de Chile; por lo tanto, es factible el uso de futuros en la cobertura de riesgos por parte de productores y comerciantes chilenos.

Los resultados indican que la elasticidad de la transmisión de los precios del maíz entre los precios de futuro de Buenos Aires y los precios mayoristas de Santiago es de 0,883%; por lo tanto, se espera que ante un cambio de un 1% en los precios de futuro de maíz, los precios en Santiago cambien en esa proporción. Con respecto al mercado de Chicago, se obtiene una elasticidad de transmisión de 0,785%, que establece que los precios del mercado de Buenos Aires tienen un efecto mayor sobre los precios del mercado de maíz chileno, que los precios FOB del Golfo y, por lo tanto, se puede decir que el mercado de maíz mayorista chileno se encuentra más integrado al mercado argentino que al de Chicago.

Se concluye, además, que el mercado de maíz de Chicago guía, de un modo significativo, los precios de Buenos Aires y de Chile, lo que se explica por la importancia relativa de Estados Unidos en el mercado mundial de cereales. Se obtiene que, con una variación de un 1% en el precio estadounidense, el mercado de futuros de Buenos Aires experimenta cambios en la misma dirección de un 0,888%.

Para el caso del trigo se obtiene que la elasticidad de la transmisión entre los precios de futuros de Buenos Aires y los mayoristas de Santiago es de 0,578%; por lo tanto, se espera que, ante un cambio de un 1% en los precios de futuro de trigo en Buenos Aires, los precios en Santiago cambien en esa proporción, que excluye el efecto del riesgo en los tipos de cambio. Por otro lado, la elasticidad de la transmisión de los precios entre Estados Unidos y Chile es de 0,957%, que es reflejo de la mayor influencia del mercado de Chicago en el mercado mayorista de Santiago. Esto era de esperar, sobre todo por el sistema de bandas de precios que opera en el mercado chileno.

De acuerdo con estas elasticidades de la transmisión de precios del trigo y contrario al caso del maíz, el mercado chileno de trigo se encuentra más integrado al mercado de los Estados Unidos que al

argentino. Esto también se explica por la gran influencia del mercado de Chicago en la definición de los precios de trigo en Buenos Aires, ya que un cambio de un 1% en el mercado de Chicago provoca que el precio en el mercado de futuros argentino varíe en un 1,655%.

En resumen, se concluye en este estudio que el grado de integración de los mercados de trigo de Chile y Argentina es menor que el existente entre los mercados de maíz, por cuanto tanto las elasticidades de la transmisión de precios (maíz: 0,883% y trigo: 0,578%), como el efecto sobre los precios locales de Chile de las variaciones en el tipo de cambio (maíz: 0,280% y trigo: 0,166%), son menores para el trigo que para el maíz. Los resultados eran de esperar, ya que si miramos el intercambio comercial en 1998, Chile importó de Argentina el 70,1% del maíz y el 29,5% del trigo.

El otro criterio utilizado para evaluar la integración de los mercados es la velocidad del ajuste de los precios ante cambios iniciados en distintos mercados. Por un lado, se obtiene que un cambio que se origina en el mercado de Buenos Aires tiene un efecto prolongado sobre los precios mayoristas de Chile, el cual se diluye en un período de seis meses para el caso del trigo, y de siete meses para el maíz. Por otro lado, los cambios en los precios del Golfo afectan al mercado mayorista chileno por ocho meses para el caso del trigo y por nueve en el caso del maíz, mientras que el efecto sobre el mercado de futuros de Buenos Aires se prolonga por cinco meses en trigo y seis meses en maíz. Por lo tanto, el mercado chileno es más sensible a los cambios externos en los precios que se originan en el Golfo de los Estados Unidos que a los que se originan en el mercado de Buenos Aires. Finalmente, la velocidad del ajuste es mayor en todos los casos para los precios del trigo que para los del maíz.

Una vez definido que los mercados de maíz y de trigo de Chile, Argentina y Estados Unidos están integrados, se puede afirmar que es viable el uso de mercados de futuro para la cobertura de riesgos por variaciones de los precios mayoristas en Chile y que ahora es necesario determinar el nivel óptimo de cobertura para cada producto y mercado. En este estudio se explicó ampliamente, por medio de ejemplos y simulaciones, que no siempre conviene realizar contratos de cobertura por un 100% de la producción.

Los cálculos de cobertura óptima se realizaron primeramente para un productor o comercializador argentino o chileno, que desea cubrir su

producción en la Bolsa de Buenos Aires. Luego se hicieron las mismas estimaciones utilizando el mercado de futuros de Chicago. Los resultados indican que, cuando el productor argentino se cubre en el mercado de futuros de Buenos Aires, el índice óptimo de cobertura es mayor, comparado con el índice óptimo del productor chileno, tanto para maíz como para trigo. Para el caso del maíz (entre paréntesis lo correspondiente al trigo), la cobertura que reduciría el riesgo al mínimo para un productor argentino sería de un 90,80% (90,10%), mientras que para el productor chileno sería de 17,61% (27,65%). Además, es claro que las coberturas óptimas que realizaría un productor o un comerciante chileno en la Bolsa de Buenos Aires serían menores en maíz (17,61%) que en trigo (27,65%). Dicho de otra forma, el mercado de futuros de Buenos Aires ofrece mejores beneficios de cobertura de riesgos por variación de precios para el trigo. Este resultado se da, a pesar de que en Chile opera la franja de precios en trigo.

Los resultados indican que el riesgo de la base es mayor en trigo que en maíz, tanto para el caso de un productor o comerciante argentino (3,32% vs. 2,60%) como para uno chileno (5,68% vs. 5,39%). Estos resultados sugieren que los participantes en el mercado de trigo deben elaborar estrategias de comercialización más eficientes, mediante el estudio y el seguimiento cuidadoso del movimiento diario de la base.

La otra posibilidad analizada en este estudio es la utilización del mercado de Chicago para realizar coberturas, en vez de la Bolsa de Buenos Aires. Si el productor chileno es quien realiza la cobertura, se tiene que esta sería del 24,86% en maíz y del 30,07% en trigo que, al igual que en el resultado anterior, es mayor para el trigo que para el maíz. Estas coberturas son superiores que las obtenidas, si el productor chileno utilizara el mercado de futuros argentino.

El riesgo remanente (base) del productor chileno que utiliza el mercado de trigo y de maíz de Chicago es de 6,32% y de 5,55%, respectivamente, que son mayores a los valores obtenidos, si la cobertura se realizara en el mercado de Buenos Aires; posiblemente debido a la cercanía de este último mercado y, por consiguiente, a la menor variabilidad en los costos de transporte y de manejo de los productos.

Si el productor argentino es quien utiliza el mercado de Chicago para cubrirse, se obtiene que la cobertura óptima en maíz es de 66,59%, con un riesgo de la base de 4,74%, que resulta en una cobertura óptima menor y riesgo de la base mayor que si utilizara el mercado de futuros de

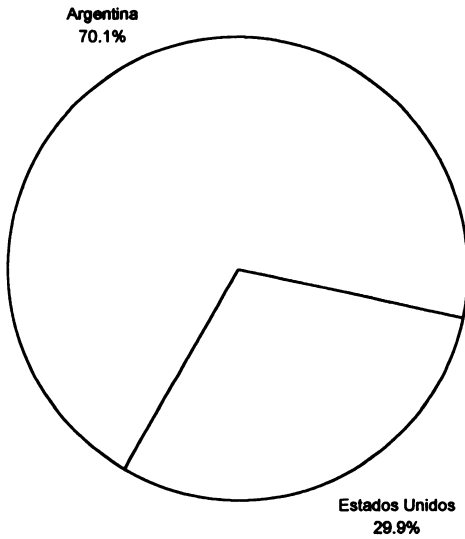


Buenos Aires. Finalmente, la cobertura óptima para el productor de trigo argentino es de 117,7%, con un riesgo de la base de 6,99%. Según estos números, para obtener el mínimo riesgo la cobertura en trigo debe exceder la cantidad de producto disponible, lo que sugiere un mayor grado de especulación en el mercado de futuros de Chicago.

Finalmente, queda establecido en este documento que, a pesar de que los precios mayoristas de maíz y trigo en Chile son mucho menos volátiles que en cualquier otro mercado analizado, existen oportunidades de reducción de riesgos por variación de precios mediante la participación en los mercados de futuros de Buenos Aires o de Chicago.

Estudios posteriores podrían analizar más de cerca las posibilidades reales de la cobertura de riesgos, ya que se sabe que esta no depende únicamente del grado de variación o integración de los precios de futuros y de disponibles, sino también de otros factores, tales como los costos de transar en futuros, los riesgos de producción, el riesgo de base y los riesgos financieros relacionados con la producción y la comercialización de productos agrícolas.

**Origen de las Importaciones de maíz de Chile en 1998**

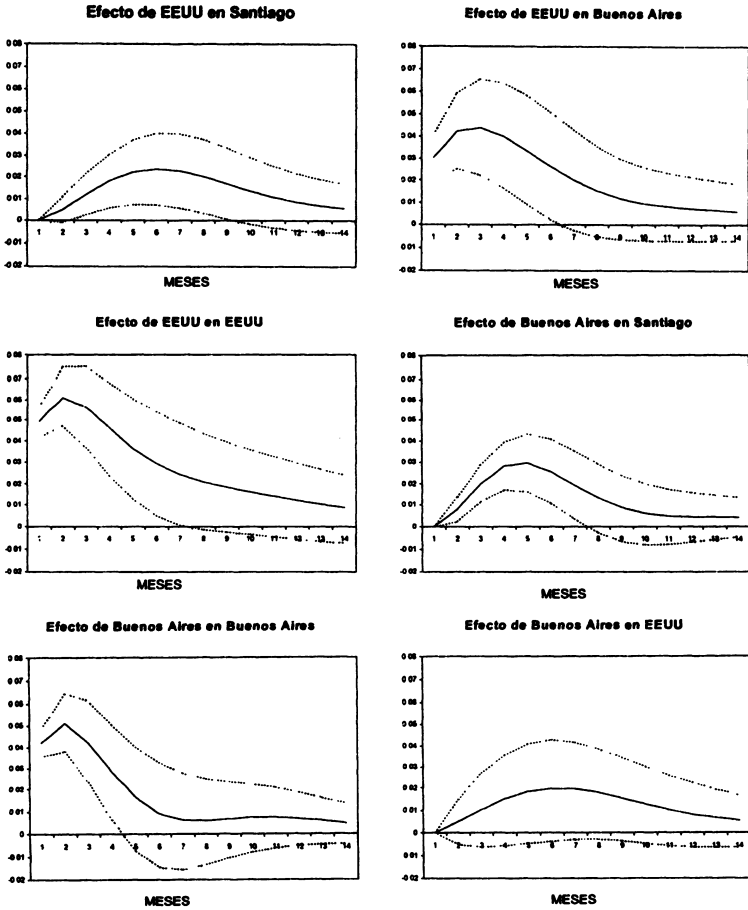


**Fuente:** IICA/Area de Políticas y Comercio, con base en el "Trade Analysis System" de UNCTAD.

ANEXO 2

FUNCION DE IMPULSO RESPUESTA PARA EL MAIZ Y EL TRIGO EN LOS MERCADOS DE CHILE, ARGENTINA Y LOS ESTADOS UNIDOS

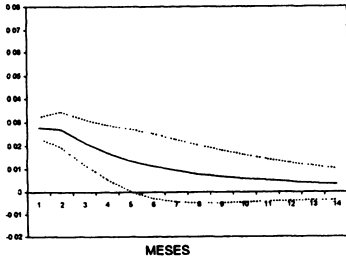
MAIZ



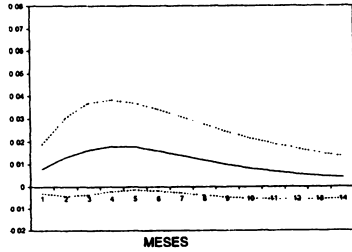
## ANEXO 2 (Continúa)

### MAIZ

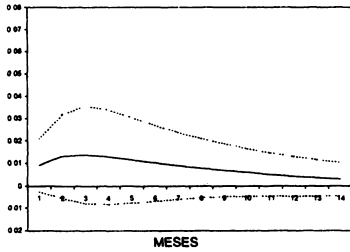
Efecto de Santiago en Santiago



Efecto de Santiago en EEUU



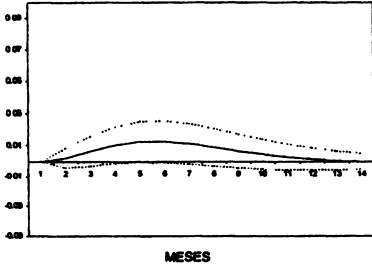
Efecto de Santiago en Buenos Aires



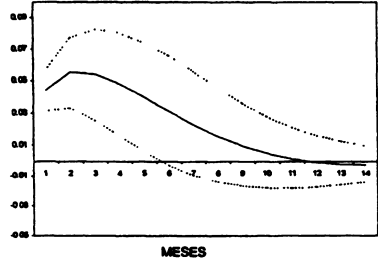
### ANEXO 2 (Continúa)

### TRIGO

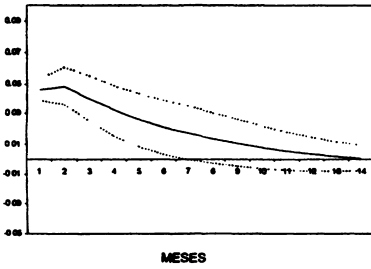
Efecto de EEUU en Santiago



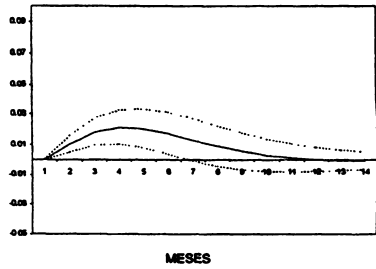
Efecto de EEUU en Buenos Aires



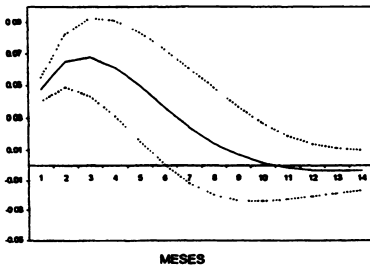
Efecto de EEUU en EEUU



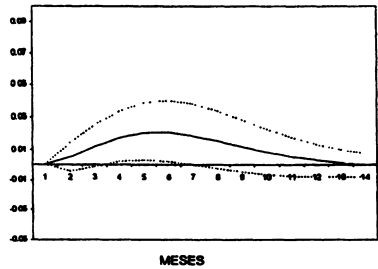
Efecto de Buenos Aires en Santiago



Efecto de Buenos Aires en Buenos Aires



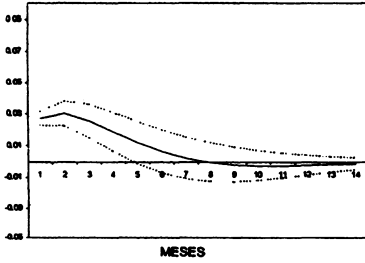
Efecto de Buenos Aires en EEUU



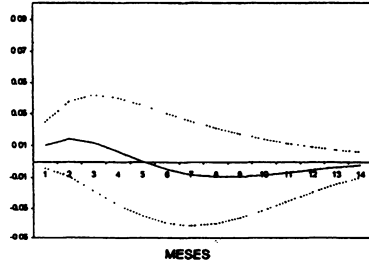
## ANEXO 2 (Continúa)

### TRIGO

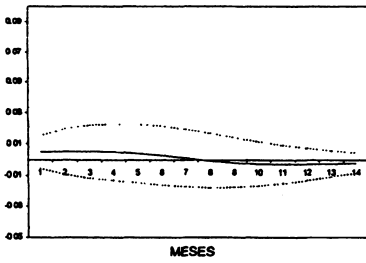
Efecto de Santiago en Santiago



Efecto de Santiago en Buenos Aires



Efecto de Santiago en EEUU



**REFERENCIAS**

- Aarstad, L. 1999. Tracking the MacSharry Effects on European Wheat Market Integration. S.n.t.
- Adkins, L; Krehbiel, T. Cointegration Tests of the Unbiased Expectations Hypothesis in Copper and Silver Markets. S.n.t.
- Arias, J. 1993. A Dynamic Optimal Hedging Model under Price, Basis, Production and Financial Risk, Oklahoma, US, Oklahoma State University.
- \_\_\_\_\_ ; Brorsen, BW; Harri, A. 2000. Optimal Hedging under Nonlinear Borrowing Cost, Progressive Tax rates, and Liquidity Constraints. *Journal of Futures Markets* 20(4):375-396.
- Banco Central de Chile. 2000. Banco Central de Chile (en línea). Santiago, CL. Consultado en el mes de octubre, 2000. Disponible en: [www.bcentral.cl](http://www.bcentral.cl).
- Bolsa de Cereales de Buenos Aires. 2000. Bolsa de Cereales de Buenos Aires (en línea). Buenos Aires, AR. Consultado en el mes de octubre, 2000. Disponible en: [www.bolcereales.com](http://www.bolcereales.com).
- Chicago Mercantile Exchange. 2000. Chicago Mercantile Exchange (en línea). Chicago, US. Consultado en el mes de octubre, 2000. Disponible en: [www.cme.com](http://www.cme.com).
- Delta Hedge. 1999. Manual Básico de Futuros y Opciones (en línea). 2 ed. Disponible en: [www.deltagroup.com.ar](http://www.deltagroup.com.ar).
- Eviews. 1999. Eviews 3, Command and Programming Reference. Quantitative Micro Software. Disco Compacto
- Greene, W. 1993. *Econometric Analysis*. 2 ed. New, York, US, Macmillan Publishing Company.
- Gujarati, D. 1997. *Econometría*. 3 ed., 1997. Bogotá, CO, McGraw-Hill.
- Harris; Baker. 1999. A term Structure Model for Agricultural Futures”, American Agricultural Economics Association Meetings. Nashville, Tennessee

- Hoffman, D; Rasche, R. 1997. A Vector Error-Correction Forecasting Model of the U.S. Economy. St. Louis, US, s.e. (The Federal Reserve Bank of St. Luis's Working Papers).
- ITC (International Trade Center), UNCTAD/WTO, United Nations Statistical Division. 1999. Trade Analysis System on Personal Computers 1994-1998.
- Jenkins, J; Vollrath, T. 2000. Integration in Canadian-US Meat Product Markets. *In* AAEA Annual Meetings (2000).
- Karlson, N; Anderson, B; Dahl, R. 1993. Cash-Futures Price Relationships. St. Paul, Minnesota, US, Department of Agricultural and Applied Economics, College of Agriculture, University of Minnesota.
- Mirer, T. 1995. Economic Statistics and Econometrics. 3 ed. New Jersey, US, Prentice Hall, Inc.
- Myers, R; Thompson, S. 1989. Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation. Michigan Agricultural Experiment Station Journal, artículo 12979. 858-868.
- Oficina de Estudios y Políticas Agrarias (ODEPA) del Ministerio de Agricultura de Chile. Oficina de Estudios y Políticas Agrarias (en línea). Santiago, CL. Consultado en octubre, 2000. Disponible en: [www.odepa.gob.cl](http://www.odepa.gob.cl).
- Pindyck, R; Rubinfeld, D. 1991. Econometric Models & Economic Forecasting. 3 ed. S.l., US, McGraw-Hill.
- Quantitative Micro Software. 1998. Eviews User's Guide. 2 ed. California, US, s.e.
- Stoll, H; Whaley, R. 1993. Futures and Options: Theory and applications. Cincinnati, Ohio, US, South-Western Publishing Co. 419 p.
- Ugarte, G; Guarneiro, S. 1998. Mecanismos arancelarios de estabilización de precios agropecuarios en los países de la ALADI: El sistema de franjas de precios. Montevideo, UY, Secretaria de ALADI, IICA. Disponible en: [www.Infoagro.net/comercio](http://www.Infoagro.net/comercio), sección de documentos.



- Vargas, E; Arias, J. 2000. Volatilidad de precios y el mecanismo de fijación de garantías para realizar negocios en Bolsas de Productos Agropecuarios. Nuevos Instrumentos de Comercialización Bursátil de Apoyo al Desarrollo Agrícola. In VI Encuentro de Bolsas de Productos (2000, San Andrés, CO). Memoria.**
- Yeo, J. 2000. Economic Growth in Washington: an Examination of Labor Market-Population Relationships. Washington, US, Washington State University.**

Esta edición se terminó de imprimir  
en la Imprenta del IICA  
en Coronado, San José, Costa Rica,  
en el mes de julio del 2001  
con un tiraje de 100 ejemplares





INSTITUTO INTERAMERICANO DE COOPERACIÓN PARA LA AGRICULTURA  
SEDE CENTRAL / Apdo. 55-2200 Coronado, Costa Rica / Tel.: (506) 216-0222 / Fax (506) 216-0233

Digitized by Google