

IICA
E70
479



**VII ENCUENTRO DE LA
ASOCIACIÓN PANAMERICANA DE BOLSAS DE PRODUCTOS**



**FACTIBILIDAD DE USO DE LOS
MERCADOS DE FUTURO, COMO INSTRUMENTO DE
COBERTURA DE RIESGOS EN
BOLSAS DE FÍSICOS EN AMÉRICA LATINA**

Por: Dr. Joaquín Arias Segura
Especialista en Políticas y Comercio
IICA - Costa Rica

Buenos Aires, 15 al 17 de noviembre de 2000

00006157

11CA

E70

479



~~BU-12755~~

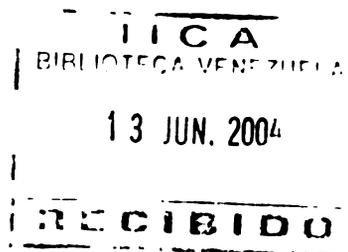




BOLSA DE CEREALES
de Buenos Aires



VII Encuentro de la Asociación Panamericana de Bolsas de Productos (APBP)



**Factibilidad de uso de los Mercados de Futuros como Instrumento de
Cobertura de riesgos en Bolsas de Físicos de América Latina: El caso de
la Bolsa de Cereales de Buenos Aires**

**Documento Elaborado por:
Joaquín Arias¹
Oswaldo Segura**

***Buenos Aires; República Argentina
15-17 noviembre del 2000***

¹ Joaquín Arias, Ph.D Especialista en Políticas y Comercio del IICA en la Sede Central y Oswaldo Segura, Consultor Asistente del IICA

Tabla de Contenido

Presentación	5
Introducción	7
Método	9
Datos	9
Volatilidad histórica	9
Causalidad	10
Estacionariedad	11
Cointegración	12
Vector autorregresivo (VAR).....	13
Cobertura óptima de mínima varianza (CMV)	14
Índice Estacional	15
RESULTADOS.....	17
Riesgo de la base.....	21
Causalidad	22
Estacionariedad	24
Cointegración	24
Función de impulso-respuesta.....	26
Cobertura óptima.....	26
CONCLUSIONES	29
ANEXO 1.....	31
ANEXO 2.....	32
Referencias.....	35

Presentación

Esta publicación es parte de una serie de documentos técnicos elaborados por el Area de Política y Comercio del Instituto Interamericano de Cooperación Agrícola (IICA); en su línea de trabajo de Políticas e Instrumentos de Modernización Institucional de Mercados Agropecuarios.

Fue elaborado por el Economista Joaquín Arias Segura, Ph.D.; especialistas en políticas y comercio del Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura y por el Economista Oswaldo Segura Ruiz, contratado como consultor para la elaboración de este documento; siguiendo los términos de referencia establecidos por el Ing. Luis José Lizarazo Murillo, responsable de la línea de trabajo antes mencionada. Las ideas y planteamientos expresadas en esta publicación, son propias de los autores y no necesariamente reflejan la posición del Instituto.

Tal como su título lo expresa, el propósito de este documento es analizar la factibilidad del uso de los mercados de futuros, como instrumentos de cobertura de variación de precios de las bolsas de físicos. Para el análisis, los autores toman como referencia los precios de maíz y trigo reportados por la Bolsa de Cereales de Buenos Aires, y por el mercado mayorista de Chile, y mediante una análisis econométrico determinan: las relaciones cuantitativas entre los precios de ambos mercados, y la factibilidad técnica de cubrir el riesgo de la variación de precios de los productos chilenos en el mercado de futuros argentino.

Normalmente, al no existir en la mayoría de países latinoamericanos mercados de futuros, la cobertura de riesgo por variación de precios de productos agrícolas (e.g. granos y café); la realizan en bolsas de los Estados Unidos, básicamente Nueva York o Chicago. Por ello es que consideramos importante, desde el IICA, divulgar por medio de este documento un método analítico que permita identificar relaciones de precios entre mercados, y brinde a las bolsas de productos y organizaciones privadas y públicas del sector agropecuario mayores alternativas para realizar sus operaciones de cobertura.



Introducción

El propósito principal de este estudio es determinar la factibilidad de 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 de Argentina, 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.

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

La importancia de la integración de mercados radica principalmente en que 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 los consumidores se benefician al poder comprar bienes al mínimo precio posible (Jinkins y Vollrath). Entre los factores que afectan una verdadera integración de mercados encontramos las barreras de comercio y las barreras menos visibles como: regulaciones nacionales de inspección y nivelación ("grading"), subsidios encubiertos, diferencias en estándares sanitarios y fitosanitarios, etc.

Por otro lado la globalización y el libre comercio entre las naciones están asociados a una mayor volatilidad de los precios internos. Así por ejemplo, productos que tenían una estacionalidad bien definida, marcada sobre todo por las condiciones de producción interna, con la apertura comercial se abren las fronteras, y la competencia internacional genera una serie de choques sobre los precios internos, incorporando mayor volatilidad, que por lo general es muy alta en productos agropecuarios, incluso en mercados que operaban 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 el período de producción, comercialización o 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 firma que opera en el mercado físico de un producto o derivados, consiste en tomar una posición en un mercado a término (contrato futuro) aproximadamente igual pero opuesta a una posición existente o que se prevé en una fecha futura en el mercado físico de contado. El riesgo disminuye pues el productor se asegura hoy, el precio al cual va a vender su mercadería en el futuro, por lo que se puede dedicar únicamente a su producción, y sus inversiones pueden proyectarse a más largo plazo, dándole estabilidad económica al reducir la 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 requerimientos para capital de trabajo, por ejemplo, ayuda a un mejor cálculo de la rentabilidad del producto y tener un mejor manejo de inventarios.

Al no existir un mercado a término en muchos países de América Latina, este estudio analiza las posibilidades 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 en la cobertura de riesgos, en este estudio se calcularon una serie de modelos para:

- determinar el grado de transmisión de precios del mercado de futuros a los mercados de físicos doméstico y de otro país, tomando en cuenta los efectos de variación del tipo de cambio sobre los precios internos;
- determinar 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 oportunidades de cobertura de riesgos en contratos de trigo y maíz, transados en la Bolsa de Cereales de Buenos Aires y que son productos que se producen y son importados en Chile. Debemos recordar que los comerciantes de granos, cuya actividad se caracteriza por agregar muy poco valor (pequeños márgenes unitarios) y operar con grandes volúmenes, las firmas 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 donde los granos son el principal componente de sus costos. Por lo tanto, un buen programa de coberturas de riesgos con futuros, constituye un instrumento estratégico para los comerciantes de granos.

Método

El procedimiento utilizado para determinar las oportunidades de cobertura contra variaciones de precios de un producto cualquiera en Chile, fue primero determinar si hay una relación de causalidad entre los precios de futuro en la Bolsa de Cereales de Buenos Aires y los precios mayoristas en Santiago de Chile. Como segundo paso, dependiendo de si hay o no causalidad entre los precios y habiendo establecido su dirección, se puede determinar si los precios están cointegrados, es decir, si existe una relación de equilibrio de largo plazo entre ellos. Esto último nos permitirá estimar la elasticidad de transmisión de precios entre los mercados, la velocidad de ajuste de los precios ante choques externos, y las posibilidades de cobertura para reducir el riesgo por variaciones en los precios locales en Chile.

Datos

Se utilizó como fuentes de datos los portales de información de la Bolsa de Cereales de Buenos Aires (www.bolcereales.com), y de la Oficina de Estudios y Políticas Agrarias del Ministerio de Agricultura de Chile (www.odepa.gob.cl). El período de análisis fue de enero de 1994 a agosto de 2000. Los tipos de cambio, son el promedio mensual observado, de la moneda en Chile se obtuvieron del Banco Central de Chile (www.bcentral.cl).

Los precios de disponibles de Buenos Aires fueron tomados como tales del sitio mencionado. 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 en el mercado mayorista de Santiago se reportan como promedios mensuales en el Internet, lamentablemente no fue posible contar con los precios semanales en Chile para 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 EEUU.

Por la importancia que tiene el mercado de Estados Unidos en 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).

Volatilidad histórica

Definamos volatilidad como la velocidad con que se mueven los precios en un mercado específico (Vargas y Arias). 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 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 factor determinante para definir el nivel de cobertura. Entre más volátil sea un mercado más necesidad existe de cubrirse contra riesgos. Productos con mayor volatilidad en los precios por lo general requerirían de índices de cobertura mayor (Arias, Brorsen y Harri).

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
 α representa la media, que por lo general no es estadísticamente diferente de cero; de lo contrario la serie no sería estacionaria.
 σ_α 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 además 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 al 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 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 causalidad bi-direccional 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, que de paso nos daría evidencia de si existe alguna integración de ambos mercados. Además se utiliza la misma prueba para los precios del Golfo-EEUU y los mayoristas de Santiago, pues el mercado estadounidense es uno de los más grandes mundialmente, y además se utiliza como referencia para definir las franjas de precios del trigo en Chile (Ugarde y Guarnerio).

La causalidad de precios entre dos países puede deberse a dos factores principales. Uno que el flujo de comercio entre ambos países sea suficiente para que los precios de un país influya en los precios del otro, y segundo que en las transacciones mayoristas en Chile se esté usando de una u otra forma las cotizaciones de futuros como precio de referencia. Si partimos del hecho de que en 1998, el 70% del maíz importado por Chile y el 29.5% del trigo proviene de Argentina, entonces 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), que supone que la información relevante para la predicción de las dos variables se encuentra en sus series de tiempo; para la cual se corren dos regresiones, una con restricciones y la otra sin ellas, mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO):

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

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

Si los β 's de la ecuación 3, resultan estadísticamente significativos entonces se rechaza la hipótesis nula de que no existe causalidad entre las series; en otras palabras X podría estar causando Y. Si intercambiamos las variables en 2 y 3 y resulta que Y no causa X, entonces se puede concluir que es X quién causa Y y no a la inversa. De lo contrario estamos ante la presencia de causalidad bidireccional y ambas variables se deben considerar endógenas en el sistema. El estadístico G (ecuación 4) 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 al valor crítico de la distribución F, se rechaza la hipótesis nula de que los coeficientes β son iguales a cero, o de que no hay causalidad, y por lo tanto X causa Y.

Se utilizaron 6 rezagos, tiempo suficiente para capturar los cambios desde la siembra a la cosecha, tanto del trigo como del maíz.

Estacionariedad

Ante algún choque externo nos podemos preguntar si los precios, el Producto Interno Bruto, las tasas de interés o cualquier otra variable económica tiende a revertirse de su tendencia normal de largo plazo, o 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 choque 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, por parte de productores o comercializadores, anticipar los precios al momento de la cosecha. Esta es una razón que justifica la existencia de los mercados de futuros, donde se reúnen compradores y vendedores, que a partir de sus expectativas y de toda la información que disponen del mercado local y de la economía mundial, anticipan y especulan sobre los precios futuros. Las variables que siguen una ruta aleatoria no son estacionarias (Pindyck y Rubinfeld).

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 sea estacionaria.

Así por ejemplo, si los precios de disponibles y los de futuros son ambos no estacionarios, 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 se establece entre ellas 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 además 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 depende del 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 donde 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 λ es 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 de (5) se utiliza el estadístico DF, cuyos valores críticos fueron tabulados por Dickey y Fuller, en donde se rechaza la hipótesis nula si el coeficiente estimado en (5) es menor al estadístico DF. Se utiliza la prueba aumentada debido a que si existe correlación, como es de esperar entre las series de precios, esta se contrarresta utilizando términos en diferencias rezagadas. El número de estos términos a incluir, se determina frecuentemente de forma empírica, hasta que el error sea serialmente independiente.

Una condición necesaria para proceder con la prueba de cointegración, es que la serie en (5) resulte ser no estacionaria.

Cointegración

De resultar que las series de precios de físicos y futuros sean no estacionarias entonces se puede proceder a realizar una prueba de cointegración que nos ayudará a establecer su relación de equilibrio de largo plazo.

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 cuando los errores de una relación lineal entre las dos 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 Aartas; Adkins y Krehbiel o Eviews. El número de rezagos a utilizar en dicha prueba se definió mediante la prueba de máxima verosimilitud, método explicado más adelante.

Vector autorregresivo (VAR)

Si la prueba de cointegración es positiva, 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):

$$Y_t = \alpha + \sum_m \beta_j Y_{t-j} + \sum_m \lambda_j X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

$$X_t = \alpha' + \sum_m \phi_j X_{t-j} + \sum_m \lambda Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (7)$$

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

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

donde L_n es valor máximo de la función de verosimilitud (Maximum likelihood function) con n rezagos, y L_m es el correspondiente a 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), 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 imponer la existencia de cointegración, se debe utilizar un vector de corrección de errores (VCE), o 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. Para facilitar la interpretación de los resultados se normalizó el VCE sobre las series de los precios de disponible de Buenos Aires y la de precios mayoristas de Santiago de Chile, que nos da la elasticidad de transmisión de precios de futuros de Buenos Aires en ambos mercados. Para mayores detalles revisar Greene/Eviews.

En este estudio se corrieron dos modelos VCE principales. En uno de ellos, Y en ecuaciones (5) y (6) corresponde a los precios de disponibles y X a los precios de futuros, de Buenos Aires. En el segundo modelo, Y corresponde a los precios mayoristas en Santiago de Chile (definidos en pesos) y X son los precios de futuros de Buenos Aires. En este modelo también se incluye en la ecuación (6), el tipo de cambio del peso como variable exógena al sistema. Esto permitió separar el efecto sobre los precios mayoristas de Chile causados, por un lado por un cambio en los precios de futuros de Buenos Aires y por otro, por los cambios en el valor de la moneda chilena.

Función de impulso-respuesta

Una virtud del VCE es que permite calcular la velocidad de ajuste de las variables ante choques externos (cambios súbitos en las condiciones de oferta y demanda el producto, por ejemplo). Esto es posible mediante la función impulso-respuesta que muestra cuál es el efecto de un choque 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)

Para calcular la cobertura óptima que minimiza el riesgo ante cambios inesperados de los precios mayoristas de Santiago y el de disponible de Buenos Aires se utilizó el modelo de Johnson and Stein (Arias). Debido a que este modelo se definió bajo los supuestos de que los que participan de la cobertura no tienen restricciones presupuestarias, costos financieros o comisiones de bolsa, entonces el óptimo de cobertura estimado se le debe considerar como el máximo de cobertura posible a utilizar. Dicho de otra forma, en la práctica es muy posible que el óptimo de cobertura, considerando esas variables, sea menor.

Si Y y F se definen como la cantidad del producto que se comercia en el mercado de disponibles y en el mercado de futuros, respectivamente, P_t^C es el precio del disponible en el período final t , P_0^C es el precio inicial del 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. Entonces la cobertura óptima de mínima varianza (CMV) está dada por:

$$CMV = -\frac{\sigma_{P^C, P^F}}{\sigma_{P^F}^2} \quad (9)$$

que depende de la covarianza entre los precios de futuros y disponible y la varianza de los precios futuros. La CMV es el equivalente a la pendiente de la siguiente regresión:

$$\Delta P_t^C = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_t^F + \varepsilon_t \quad (10)$$

que se estima mediante MCO. El intercepto representa la base cuando el mercado de futuros es insesgado, es decir que la esperanza del cambio de los precios futuros es cero, el valor esperado de los errores es cero y el precio disponible converge al precio futuro ($E(P_t) = P_{t-1}^F$).

Debido a que por lo general las series de precios siguen una ruta aleatoria, se utilizan las primeras diferencias y los rezagos de los precios para obtener una mejor especificación del modelo (Myers y Thompson). Entonces la ecuación (10) se modifica de la siguiente forma:

$$\Delta P_t^C = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_t^F + \alpha_2 \Delta P_{t-1}^C + \alpha_3 \Delta P_{t-1}^F + \varepsilon_t \quad (11)$$

donde el número de rezagos se calcula mediante la PMV, explicada mediante ecuación (8).

La desviación estándar de ε_t en (11), representa el riesgo de la base, es decir, el riesgo remanente después de realizar la cobertura en el mercado de futuros.

Índice Estacional

El índice estacional y su intervalo de confianza se calculó de la siguiente manera (Pindyck y Rubinfeld):

1. Se calculó el promedio móvil de doce meses centrado (\bar{Y}_t).
2. Se dividió la serie original (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:

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

donde los α_i 's representan el índice estacional de las series. Por ser un proceso multiplicativo la ecuación (12) se estimó imponiendo la restricción de que la multiplicación de los coeficientes debe ser igual a uno. Esta restricción se impuso sobre α_1 :

$$\alpha_1 = \frac{1}{\alpha_2 \cdot \alpha_3 \cdot \dots \cdot \alpha_{12}} \quad (13)$$

4. Para obtener la desviación estándar de α_1 , primero se obtuvo su primera derivada con respecto a cada una de las α 's de la restricción (13), y obtener una matriz 1x11 que llamamos α' calculada a partir de los estimadores de la ecuación (12). Entonces la varianza de α_1 estaría dada por:

$$\sigma_{\alpha_1}^2 = \alpha' \Omega \alpha'^T \quad (14)$$

donde Ω es la matriz de covarianzas de los coeficientes α_i 's y α'^T es la transpuesta de la matriz α' (Green).

5. Se calcula un intervalo de confianza de cada α con la ecuación:

$$\alpha_i \pm 1.96 \sigma_{\alpha_i} \quad (15)$$

donde σ_{α_i} es la desviación estándar de α_i obtenida en de la regresión en (12) y de la igualdad en (14).

6. La interpretación es como sigue: si el índice estacional igual a uno, 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, se hace primeramente una descripción general de los datos utilizados en el estudio.

Tendencias, estacionalidad y relaciones entre los mercados de futuros y de contado

Un resumen de los datos utilizados en este estudio se muestra en los cuadros 1 y 2.

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 EEUU (enero-1994 a agosto-2000)

Indicadores	Mercado Disponible de Buenos Aires US\$/TM	Futuro de Buenos Aires ¹ US\$/TM	Al por mayor de Santiago US\$/TM ²	Al por mayor de Santiago Pesos/TM	Amarillo N° 2 FOB Golfo-EEUU	Base en Buenos Aires ³ US\$/TM	Base en Santiago ³ US\$/TM
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%		

¹Se refiere al contrato de futuro más cercano

²Diferencia entre el disponible y el futuro de Buenos Aires

³Diferencia entre al por mayor de Santiago y el futuro de Buenos Aires

⁴Se utiliza el tipo de cambio del dólar observado

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

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, e igual a \$-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, o US\$162.14 por tonelada métrica. En trigo el promedio es de 91 797.00 pesos chilenos, equivalente a US\$207.49. La base de maíz y trigo en Santiago de Chile es de \$51.06 y \$65.74, respectivamente.

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 EEUU (enero-1994 a agosto-2000)

Indicadores	Mercado	Disponible de Buenos Aires US\$/TM	Futuro de Buenos Aires ¹ US\$/TM	Al por mayor de Santiago US\$/TM ⁴	Al por mayor de Santiago Pesos/TM	Oscuro duro N° 2 FOB Golfo-EEUU	Base en Buenos Aires ² US\$/TM	Base en Santiago ³ US\$/TM
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%		

¹Se refiere al contrato de futuro más cercano

²Diferencia entre el disponible y el futuro de Buenos Aires

³Diferencia entre al por mayor de Santiago y el futuro de Buenos Aires

⁴Se utiliza el tipo de cambio del dólar observado

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

Por otro lado los promedios de los precios FOB de maíz y trigo en el Golfo de México son de \$116.88 y \$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 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 a considerar a la hora de realizar o no una cobertura a partir del análisis de la base, el lector puede revisar Karlon, Anderson y Dahl.

No solo es importante considerar el nivel de la base sino su volatilidad. Entre 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 al 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 a los de 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. Entre 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 entre mayor sea la desviación estándar o el coeficiente de variación, menor sería la cobertura óptima a realizar (Arias, Brorsen, Harri).

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). *Ceteris Paribus* la cobertura óptima de mínimo riesgo sería mayor en trigo que en 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 10.80% en trigo). Esto no quiere decir que los chilenos no deben 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 que 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.

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

Indices Estacionales e Intervalos de Confianza (al 95%) de los precios del maíz y trigo en diferentes mercados

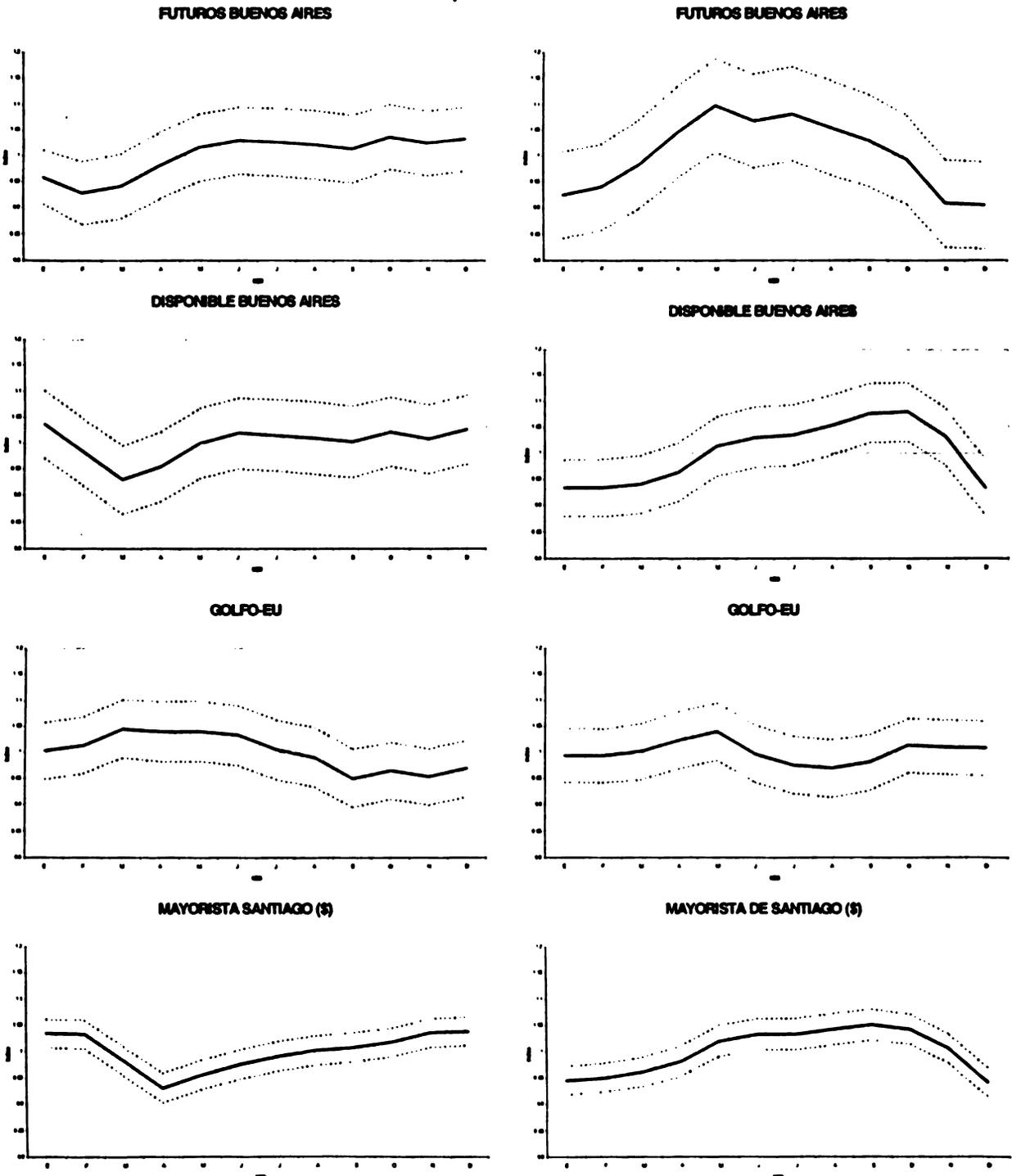
La figura 1 muestra el índice estacional, ± 2 desviaciones estándar, de los precios del maíz y trigo en Buenos Aires, Santiago de Chile y el Golfo de México en los EEUU. La forma más sencilla de interpretar los resultados es mirando si la banda para cada mes está por debajo o por encima de la línea horizontal, igual a uno, incluido en cada gráfico. De ser así, la estacionalidad es estadísticamente significativa; de lo contrario no hay estacionalidad y se podría 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 un 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 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 que está relacionado con la menor

Figura 1. Índices estacionales e Intervalos de Confianza en diferentes mercados
MAIZ **TRIGO**



volatilidad de los precios en Chile, es que la estacionalidad es más predecible (banda mucho más angosta) que en los otros mercados.

Una pregunta a responder es ¿si será posible estabilizar los precios de maíz a través de Chile utilizando el mercado de futuros de Buenos Aires?

Trigo

Los precios del trigo muestran una estacionalidad más marcada 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 mucho más variable y poco anticipante en los meses de abril a agosto, aún cuando estos tienden a estar altos en el mercado de futuros. A pesar de una estacionalidad relativamente marcada en Buenos Aires, los precios del trigo en el Golfo de los EEUU, 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 la volatilidad menor 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). El riesgo de la base aparece cuando la diferencia entre los precios de contado y los precios de futuros se desvían de un precio base constante por mes. Por lo tanto, entre más alto sea este, menos posibilidades de cobertura existen contra variaciones de precios de un producto cualquiera. Implícito en el riesgo de la base están 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 cobertura sería cercano al 100%.

Una forma de evaluar las diferencias en el riesgo de base entre distintos productos y mercados es analizando los coeficientes de correlación que se reportan en el cuadro 3. Entre más alta sea la correlación entre el mercado de futuros y de contado, menor es el riesgo de base y mayor sería el índice óptimo de cobertura contra riesgos (Arias, Brorsen y Harri).

CUADRO 3. Coeficientes de Correlación entre los precios de maíz y trigo en diferentes mercados

Mercados	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-EEUU	0.78
Futuros de Buenos Aires/ Golfo-EEUU	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-EEUU	0.87
Futuros de Buenos Aires/ Golfo-EEUU	0.94

Se desprende del cuadro 3, que los precios de futuros y de contado en Buenos Aires de maíz y trigo, 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, estos mercados muestran una integración histórica bastante importante, ya que ante variaciones en los precios de Buenos Aires, los precios en Chile, para el caso de trigo, varían en la misma dirección 81% de las veces, y 85% de las veces para el maíz. 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 EEUU, 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 una indicación de la cercanía y condiciones similares de oferta y demanda de ambos mercados.

Es de esperar, por lo tanto, 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 al estadístico F, a una probabilidad de error del 5%, se rechaza la hipótesis nula de que no existe causalidad entre los precios de trigo en la dirección de¹:

1. Futuros → disponible de Buenos Aires.
2. Futuros de Buenos Aires → Mayorista de Santiago.
3. FOB-Golfo de EEUU → Mayorista de Santiago.

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

¹ 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 Método).

CUADRO 4. Trigo: Resultados de la Prueba Granger de Causalidad entre precios de diferentes mercados (6 rezagos)

Dirección causalidad	F estadística	Probabilidad
Futuro → Disponible Buenos Aires	3.752*	0.0031
Disponible → Futuro Buenos Aires	1.435	0.2163
Futuro Buenos Aires → Mayorista Santiago	4.325*	0.0011
Mayorista Santiago → Futuro Buenos Aires	1.597	0.7315
FOB Golfo-EEUU → Mayorista Santiago	2.374*	0.0398
Mayorista Santiago → FOB Golfo-EEUU	0.386	0.8854

* Estadísticamente significativos al 5%

Maíz

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

1. Futuros → disponible de Buenos Aires.
2. Futuros de Buenos Aires → Mayorista de Santiago.
3. FOB-Golfo de EEUU → Mayorista de Santiago.

y se rechaza la posible causalidad entre los 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 (6 rezagos)

Dirección causalidad	F estadística	Probabilidad
Futuro → Disponible Buenos Aires	3.566*	0.0025
Disponible → Futuro Buenos Aires	0.596	0.7325
Futuro Buenos Aires → Mayorista Santiago	8.041*	0.0001
Mayorista Santiago → Futuro Buenos Aires	0.580	0.7445
FOB Golfo-EEUU → Mayorista Santiago	3.230*	0.0081
Mayorista Santiago → FOB Golfo-EEUU	1.309	0.4277

* Estadísticamente significativos al 5%

Estos resultados concuerdan con la teoría que existe de un solo precio, la cual establece la igualdad de precios entre bloques de libre comercio, hecha la abstracción de los costos de transporte y de transferencia de los bienes. Lo importante de este análisis, en que los mercados de Chile y Buenos Aires están integrados y son los precios de futuros los que se transmiten a los precios mayoristas de Chile, es 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) 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 siguen una ruta aleatoria. 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, por lo tanto todas las series muestran un grado de integración igual a uno.

Recordemos que es posible, que dos series sean no estacionarias (como es el caso), 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.

CUADRO 6. Maíz: Prueba ADF para las series de precios mensual

	Disponible Buenos Aires		Futuro Buenos Aires		Al por mayor Santiago	
	4 REZAGOS	4 REZAGOS	4 REZAGOS	6 REZAGOS	4 REZAGOS	6 REZAGOS
Maíz						
Estadístico ADF	-1.252537	-1.252537	-1.346793	-1.381561	-1.373546	-1.292622
Valor crítico al 1%	-3.5188	-3.5188	-3.5188	-3.5213	-3.5188	-3.5213
Valor crítico al 5%	-2.9001	-2.9001	-2.9001	-2.9012	-2.9001	-2.9012
Valor crítico al 10%	-2.5871	-2.5871	-2.5871	-2.5876	-2.5871	-2.5876
Trigo						
Estadístico ADF	-1.49989	-1.528457	-1.578735	-1.248878	-2.145924	-1.437126
Valor crítico al 1%	-3.5188	-3.5213	-3.5188	-3.5213	-3.5188	-3.5213
Valor crítico al 5%	-2.9001	-2.9012	-2.9001	-2.9012	-2.9001	-2.9012
Valor crítico al 10%	-2.5871	-2.5876	-2.5871	-2.5876	-2.5871	-2.5876

Cointegración

A continuación un análisis de la posible relación de equilibrio de largo plazo entre las cotizaciones en el mercado a término de la Bolsa de Buenos Aires y los precios mayoristas en Santiago Chile (cuadro 7).

Maíz

De acuerdo a la prueba de máxima verosimilitud (PMV), se rechaza la hipótesis nula de *no cointegración* entre los precios de maíz, pero no la hipótesis de al menos una función de cointegración. En otras palabras, existe una relación de equilibrio de largo plazo entre los precios de futuro mensuales de maíz en la Bolsa de Buenos Aires y los precios mayoristas de maíz en Santiago Chile. La elasticidad de transmisión de precios entre Buenos Aires y Santiago es de 0.84%; por lo tanto se espera que ante un cambio en un 1% en los precios de futuro de maíz, los precios en Santiago cambien en esa proporción, que excluye el efecto riesgo en los tipos de cambio.

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 en moneda local se vuelvan más caras (precios aumentan), y por lo tanto la elasticidad del tipo de cambio es positiva. Se encuentra que ante una depreciación mensual de la moneda chilena en un 1% los precios mayoristas en Santiago aumentarían en un 0.28%.

Cuadro 7. Elasticidades de transmisión entre el mercado de Futuros de Buenos Aires y el Mayorista de Santiago

	Maíz	Trigo
Elasticidad de transmisión	0.84%	0.56%
Efecto del tipo de cambio	0.28%	0.19%

Precios mayoristas definidos en pesos

Trigo

La hipótesis nula de *no cointegración* entre los precios de futuros de Buenos Aires y los precios mayoristas de trigo en Santiago de Chile es rechazada; según se desprende de la prueba de máxima verosimilitud (PMV). Por otro lado, la hipótesis nula de al menos una función de cointegración no puede ser rechazada. En otras palabras, existe una relación de equilibrio de largo plazo entre los precios mensuales de trigo en el mercado a término de la Bolsa de Buenos Aires y los precios mayoristas de trigo en Santiago Chile. La elasticidad de transmisión de precios entre Buenos Aires y Santiago es de 0.56%; por lo tanto se espera que ante un cambio en un 1% en los precios de futuro de trigo, los precios en Santiago cambien en esa proporción, que de nuevo excluye el efecto riesgo en los tipos de cambio.

Al igual que en el caso de maíz, se obtiene un efecto positivo y estadísticamente significativo del tipo de cambio sobre los precios mayoristas de trigo en Santiago. La depreciación de la moneda chilena (aumento del tipo de cambio) de un 1% mensual provocarían que los precios en moneda local del trigo aumenten en un 0.19%.

Integración de mercados

Se puede concluir que el grado de integración de los mercados de trigo de Chile y Argentina es menor que la integración entre los mercados de maíz; esto por cuanto, tanto las elasticidades de transmisión de precios (para el Maíz es 0.84% y para el trigo de 0.56%), como el efecto sobre los precios locales de Chile de las variaciones en el tipo de cambio (0.28% para maíz y 0.19% para el trigo), son menores en las funciones de respuesta de largo plazo del trigo (cuadro 8).

Los resultados era de esperar ya que por ejemplo en 1998, Chile importó el 70.1% del maíz de Argentina, mientras que en trigo importó 29.5% (Anexo 1).

El grado de integración también se puede ver si analizamos la velocidad de ajuste de los precios mayoristas en Chile ante choques externos, ya sea sobre los mismos precios mayoristas o sobre los precios de futuros de Buenos Aires. La función de impulsos de los precios, que indica el grado de respuesta de los precios ante un choque 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. La forma de interpretar estos resultados se facilita si uno analiza cuando la banda está por encima o por debajo de la línea zero de cada gráfica. De ser así, el efecto de cambios en un precio sobre otro precio en el mercado que se señala en cada figura, es estadísticamente significativo. Si la línea zero aparece dentro de la banda, entonces el efecto no es estadísticamente significativo.

El cuadro 8 resume los resultados. Lo primero que se puede concluir es que la respuesta de los precios de disponible, ante cambios en los precios futuros en Buenos Aires es mucho más rápida en el caso de trigo (4 meses) que en maíz (10 meses). Lo segundo es que los cambios que se originan en el mercado de Buenos Aires tienen un efecto prolongado sobre los precios mayoristas de Chile, donde todo cambio se diluye en un período de 10 meses para el trigo y 14 meses para el maíz. Recordemos que el resultado de las elasticidades de transmisión de precios se concluía que ante un cambio en los precios de Buenos Aires los cambios en los precios mayoristas en Chile son mayores que para el trigo, pero se transmiten a menos velocidad.

Cuadro 8.

Dirección del choque	Velocidad el ajuste (en meses)
<i>Trigo</i>	
Futuros a Disponible Buenos Aires	4
Futuros de Buenos Aires a Mayorista de Santiago	10
Golfo-EEUU a Mayorista de Santiago	13
<i>Maíz</i>	
Futuros a Disponible Buenos Aires	10
Futuros de Buenos Aires a Mayorista de Santiago	14
Golfo-EEUU a Mayorista de Santiago	12

Cobertura óptima

Los resultados indican, primeramente, que para ambos productos, el índice óptimo de cobertura sería mayor en Buenos Aires que en Chile. Para el caso del maíz (entre paréntesis lo que corresponde al trigo), la cobertura que reduciría el riesgo al mínimo en Buenos Aires sería un 90.80% (90.10%), mientras que en Chile sería de 17.61% (27.65%). Esto quiere decir que un productor argentino que anticipe una producción de 100 quintales de maíz realizaría un contrato de futuros solo por el equivalente de 90.8 quintales; cubrir más que esa cantidad no le implicaría menos riesgo para el productor. Similarmente, se podría decir que un individuo que realice coberturas continuamente en el mercado de futuros, 90.8% de las veces la variación de los precios de futuros vs los precios de físicos, no le es favorable para firmar un contrato de futuros.

Cuadro 9. Cobertura óptima

Producto	Cobertura óptima	Riesgo de la base
<i>Maíz</i>		
Disponible Buenos Aires	90.80%	2.60%
Mayorista Santiago	17.61%	5.39%
<i>Trigo</i>		
Disponible Buenos Aires	90.10%	3.32%
Mayorista Santiago	27.65%	5.68%

Estos resultados eran de esperar, puesto que la correlación entre los precios de futuros de Buenos Aires y el disponible en el mismo mercado es mucho mayor que la que existe con los precios mayoristas de Santiago de Chile.

Se desprende del cuadro 9, que las coberturas óptimas que realizaría un productor o comerciante en Chile 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 riesgos. Sin embargo, el lector debe recordar de los cuadros 1 y 2, que la variación de la base es menor en maíz (28.36%) que en el trigo (45.82%); lo cual implica que los costos de comercialización y manejo del trigo desde el mercado de Buenos Aires a Chile es más variable en trigo que en maíz. Estos resultados, también pueden ser reflejo de que la elasticidad de transmisión de precios del trigo (0.56%, en cuadro 7) es menor que la elasticidad del maíz (0.86%), evidenciando la necesidad de aprovechar más las oportunidades que ofrece una mayor integración de los mercados.

El riesgo de la base, se define más técnicamente como el remanente después de realizar una cobertura. Este es el riesgo que no se puede cubrir en el mercado de futuros y lo debe absorber el productor o comerciante. Los resultados indican que el riesgo de la base es mayor en trigo que en maíz, lo que obliga a los participantes en el mercado a elaborar estrategias de comercialización más eficientes, mediante el estudio y seguimiento cuidadoso del movimiento diario de la base.

1. The first part of the document is a letter from the author to the editor, dated 10/10/1998. The letter discusses the author's interest in the journal and the possibility of publishing a paper.

2. The second part of the document is a letter from the editor to the author, dated 11/10/1998. The editor responds to the author's letter and discusses the journal's policies.

3. The third part of the document is a letter from the author to the editor, dated 12/10/1998. The author responds to the editor's letter and discusses the paper's content.

4. The fourth part of the document is a letter from the editor to the author, dated 1/11/1999. The editor discusses the paper's content and the journal's policies.

5. The fifth part of the document is a letter from the author to the editor, dated 2/11/1999. The author discusses the paper's content and the journal's policies.

6. The sixth part of the document is a letter from the editor to the author, dated 3/11/1999. The editor discusses the paper's content and the journal's policies.

7. The seventh part of the document is a letter from the author to the editor, dated 4/11/1999. The author discusses the paper's content and the journal's policies.

8. The eighth part of the document is a letter from the editor to the author, dated 5/11/1999. The editor discusses the paper's content and the journal's policies.

9. The ninth part of the document is a letter from the author to the editor, dated 6/11/1999. The author discusses the paper's content and the journal's policies.

10. The tenth part of the document is a letter from the editor to the author, dated 7/11/1999. The editor discusses the paper's content and the journal's policies.

11. The eleventh part of the document is a letter from the author to the editor, dated 8/11/1999. The author discusses the paper's content and the journal's policies.

12. The twelfth part of the document is a letter from the editor to the author, dated 9/11/1999. The editor discusses the paper's content and the journal's policies.

13. The thirteenth part of the document is a letter from the author to the editor, dated 10/11/1999. The author discusses the paper's content and the journal's policies.

14. The fourteenth part of the document is a letter from the editor to the author, dated 11/11/1999. The editor discusses the paper's content and the journal's policies.

15. The fifteenth part of the document is a letter from the author to the editor, dated 12/11/1999. The author discusses the paper's content and the journal's policies.

16. The sixteenth part of the document is a letter from the editor to the author, dated 1/12/2000. The editor discusses the paper's content and the journal's policies.

17. The seventeenth part of the document is a letter from the author to the editor, dated 2/12/2000. The author discusses the paper's content and the journal's policies.

18. The eighteenth part of the document is a letter from the editor to the author, dated 3/12/2000. The editor discusses the paper's content and the journal's policies.

19. The nineteenth part of the document is a letter from the author to the editor, dated 4/12/2000. The author discusses the paper's content and the journal's policies.

20. The twentieth part of the document is a letter from the editor to the author, dated 5/12/2000. The editor discusses the paper's content and the journal's policies.

CONCLUSIONES

El propósito principal de este estudio fue determinar la factibilidad de 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 de Argentina, 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.

El procedimiento utilizado para determinar las oportunidades de cobertura contra variaciones de precios de un producto cualquiera en Chile, fue primero determinar si hay una relación de causalidad entre los precios de futuro en la Bolsa de Cereales de Buenos Aires y los precios mayoristas en Santiago de Chile. Como segundo paso, dependiendo de si hay o no causalidad entre los precios y habiendo establecido su dirección, se puede determinar si los precios están cointegrados, es decir, si existe una relación de equilibrio de largo plazo entre ellos. Esto último nos permitirá estimar la elasticidad de transmisión de precios entre los mercados, la velocidad de ajuste de los precios ante choques externos, y las posibilidades de cobertura para reducir el riesgo por variaciones en los precios locales en Chile.

Los resultados muestran que son los precios de Buenos Aires que causan o se transmiten al mercado mayorista de Chile y no a la inversa. Se demuestra que sí existe una relación de equilibrio de largo plazo entre los precios de trigo y maíz de Buenos Aires y los correspondientes en el mercado mayorista de Santiago, Chile. Además, los índices de cobertura óptima calculados son estadísticamente mayores a cero, que demuestran la factibilidad de productores y comercializadores de realizar coberturas en el Mercado de Buenos Aires para reducir riesgos.

Se puede concluir que el grado de integración de los mercados de trigo de Chile y Argentina es menor que la integración entre los mercados de maíz; esto por cuanto, tanto las elasticidades de transmisión de precios, como el efecto sobre los precios locales de Chile de las variaciones en el tipo de cambio, eran menores en las funciones de respuesta de largo plazo del trigo.

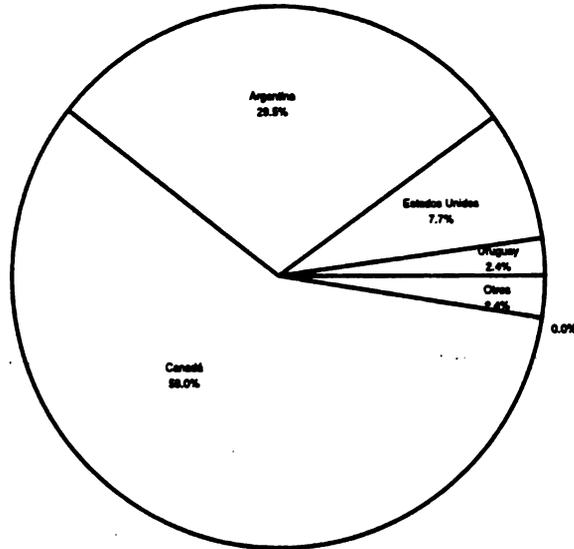
Dos son los objetivos más importantes de cualquier productor o comercializador agrícola, uno es maximizar la rentabilidad de su actividad y el otro es minimizar el riesgo, donde uno es el que se origina de las variaciones de precios. A pesar de que claramente los precios en Chile son mucho menos volátiles que en cualquier otro mercado analizado, se demuestra en este estudio que existen oportunidades de reducción de riesgos mediante la participación en el mercado de Futuros de Buenos Aires.

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

VII Encuentro de la Asociación Panamericana de Bolsas de Productos (APBP)
 Factibilidad de uso de los Mercados de Futuros como Instrumento de Cobertura de riesgos en Bolsas de
 Físicos de América Latina: El caso de la Bolsa de Cereales de Buenos Aires

ANEXO I

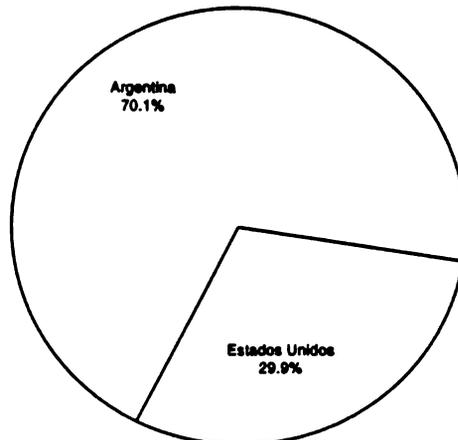
Origen de las importaciones de Trigo de Chile
 en 1998



El total de importaciones en 1998 fue de 66.8 millones de dólares, muy por debajo de los 108.1 millones de dólares importados en 1994; que representa un tasa de decrecimiento promedio anual del 18.8%.

Fuente: SCAMV de Política y Comercio, con base en el "Trade analysis system" de 1997/98

Origen de las importaciones de Maiz de Chile
 en 1998



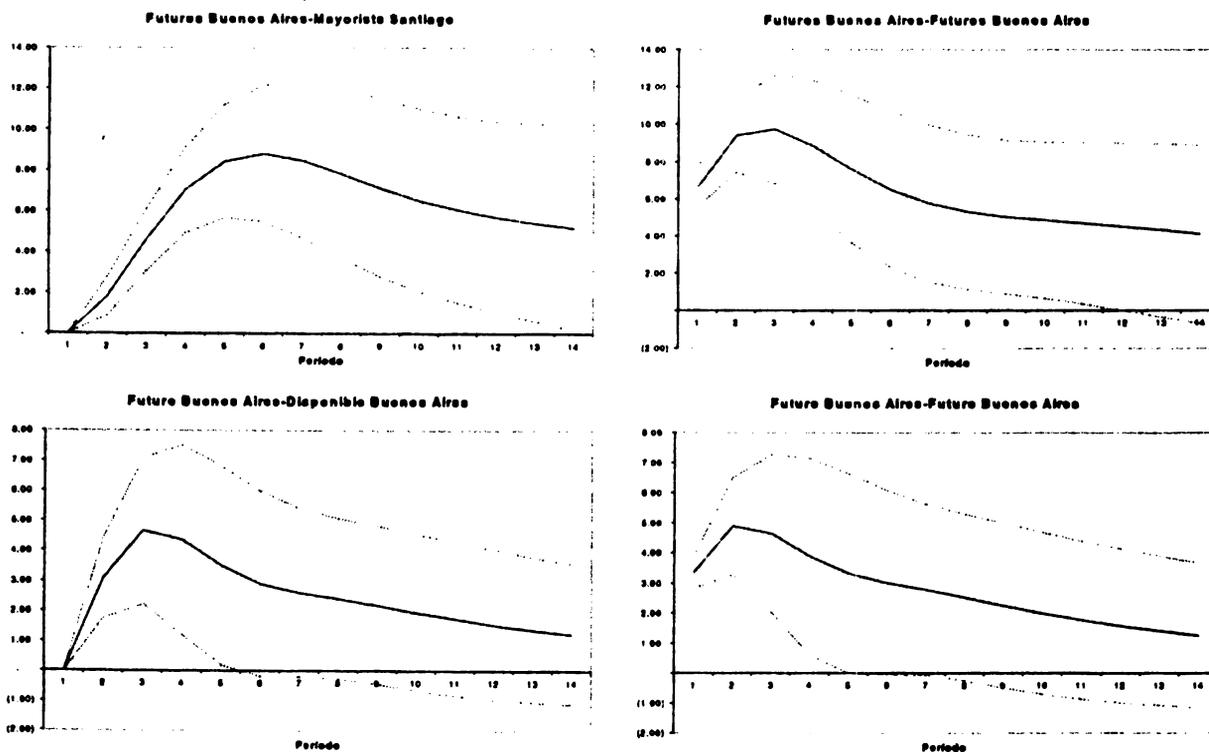
El total de importaciones en 1998 fue de 105.8 millones de dólares, muy por encima de los 61.9 millones de dólares importados en 1994; que representa un tasa de crecimiento promedio anual del 15.6%. Las importaciones desde Estados Unidos decrecen a un ritmo de -7.5% promedio anual, mientras que lo importado desde Argentina crece al 51.5% promedio anual durante 1994-1998.

Fuente: SCAMV de Política y Comercio, con base en el "Trade analysis system" de 1997/98

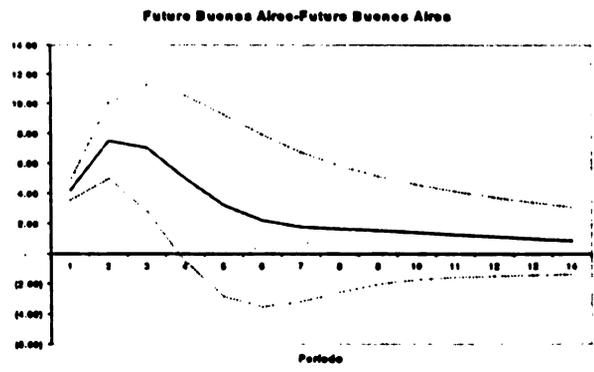
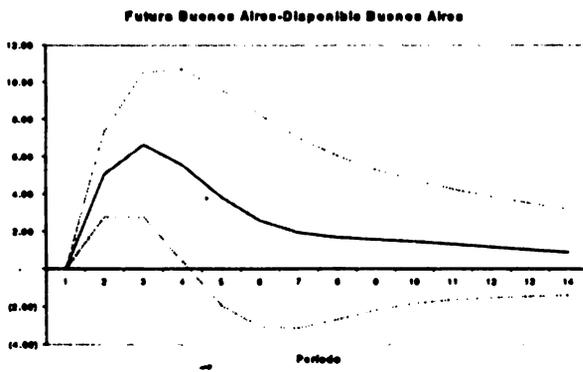
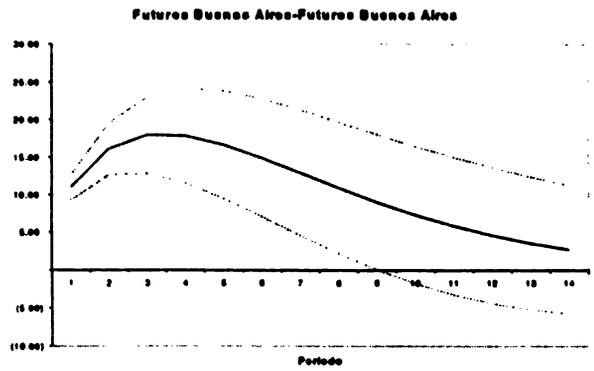
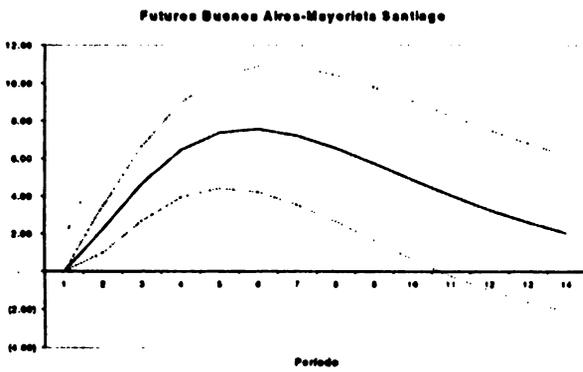
Anexo 2

Funciones de impulso-respuesta

Maíz



Trigo



Referencias

- Aarstad, Lars. "Tracking the MacSharry Effects on European Wheat Market Integration", 1999.
- Adkins, Lee; Krehbiel. "Cointegration Tests of the Unbiased Expectations Hypothesis in Copper and Silver Markets".
- Arias, Joaquín. "A Dynamic Optimal Hedging Model under Price, Basis, production and Financial Risk", Oklahoma State University 1993.
- Arias, Joaquín; Brorsen, B. Wade, Harri, Ardian. "Optimal Hedging under Nonlinear Borrowing Cost, Progressive Tax rates, and Liquidity Constraints", en Journal of Futures Markets, marzo de 2000.
- Delta Hedge. "Manual Básico de futuros y opciones". 2º ed, 1999. En www.deltagroup.com.ar
- Greene, William. "Econometric Analysis". 2º ed, 1993. Macmillan Publishing Company.
- Gujarati, Damodar; "Econometría", 3º ed, 1997. McGaw-Hill.
- Jinkins, John, Vollrath, Thomas; "Integration in Canadian-US Meat Product Marketes", AAEA Annual Meetings, 2000.
- Karlson, Nicolas, Anderson, Brad, Dahl, Reynold "Cash -Futures Price Relationships", Department of Agricultural and Applied Economics, University of Minnesota, Collegue of Agriculture, Enero 1993
- Myers, Robert y Thompson, Stanley. "Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation", Michigan Agricultural Experiment Sation Journal, artículo 12979, 1989.
- Pindyck, Robert, Rubinfeld, Daniel; "Econometric Models & Economic Forecasting", 3º ed., 1991. McGraw-Hill.
- Stoll, H y Whaley, R. Futures and Options: Theory and applications. Cincinati, Ohio: South-Western Publishing Co. 1993. 419 p.
- Ugarte, G. y Guarneiro, S. Mecanismos arancelarios de estabilización de precios agropecuarios en los países de la ALADI: El sistema de franjas de precios. Montevideo, 1998. Secretaria de ALADI e IICA. Pueder econtrarse en www.infoagro.net/comercio, sección de documentos.
- Yeo, Junho. "Econmic Growth in Washington: an Examination of Labor Market-Population Relationships", Washington State University, 2000.
- Vargas, E. y Arias, Joaquín. 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, Memorias del VI Encuentro de Bolsas de Productos febrero de 2000. San Andrés, Colombia.

www.bcentral.cl. Banco Central de Chile.

www.bolcereales.com. Bolsa de Cereales de Buenos Aires.

www.cme.com. Chicago Merchantile Exchange.

www.odepa.gob.cl. Oficina de Estudios y Políticas Agrarias del Ministerio de Agricultura de Chile.

