Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

Nº 2011-15

**¿Hasta Dónde se Transfieren los Choques a Través de
las Fronteras? Examinando la Transmisión de
Volatilidad en los Principales Mercados de Futuros
Agrícolas**

Manuel A. Hernández
IFPRI

Raúl Ibarra-Ramírez
Banco de México

Danilo R. Trupkin
Universidad de Montevideo

Diciembre 2011

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

¿Hasta Dónde se Transfieren los Choques a Través de las Fronteras? Examinando la Transmisión de Volatilidad en los Principales Mercados de Futuros Agrícolas *

Manuel A. Hernández[†]
IFPRI

Raúl Ibarra-Ramírez[‡]
Banco de México

Danilo R. Trupkin[§]
Universidad de Montevideo

Resumen: En este trabajo se analiza el nivel de interdependencia y transmisión de volatilidad en los mercados internacionales de futuros agrícolas. Se sigue un enfoque de GARCH multivariado para explorar la dinámica y la dinámica cruzada de la volatilidad para los principales mercados de maíz, trigo y soya en Estados Unidos, Europa y Asia. Se toma en cuenta el posible sesgo que puede surgir cuando se consideran mercados con diferentes horarios de cierre. Los resultados indican que los mercados agrícolas se encuentran altamente interrelacionados y que existen derrames propios y cruzados de volatilidad y dependencias entre la mayoría de los mercados. Los resultados indican además el importante papel que juega Chicago en términos de efectos de derrame de volatilidad sobre los otros mercados, particularmente para maíz y trigo. Adicionalmente, el nivel de interdependencia entre los mercados sólo se ha incrementado en años recientes para algunos de los productos primarios. **Palabras Clave:** Transmisión de volatilidad, productos primarios agrícolas, mercados de futuros, GARCH multivariado.

Abstract: This paper examines the level of interdependence and volatility transmission in global agricultural futures markets. We follow a multivariate GARCH approach to explore the dynamics and cross-dynamics of volatility across major exchanges of corn, wheat, and soybeans between the United States, Europe, and Asia. We account for the potential bias that may arise when considering exchanges with different closing times. The results indicate that agricultural markets are highly interrelated and there are both own- and cross- volatility spillovers and dependence among most of the exchanges. The results also show the major role Chicago plays in terms of spillover effects over the other markets, particularly for corn and wheat. Additionally, the level of interdependence between exchanges has only increased in recent years for some of the commodities.

Keywords: Volatility transmission, agricultural commodities, futures markets, Multivariate GARCH.

JEL Classification: Q02, G15, Q11, C32.

* Agradecemos a Maximo Torero, Cornelis Gardebroek, Gonzalo Rangel, Guillermo Benavides, Carlos Capistrán y Santiago García por sus valiosos comentarios. También agradecemos a los participantes del seminario del Banco de México y del XIII Congreso de la Asociación Europea de los Economistas Agrícolas.

[†] International Food Policy Research Institute. Email: m.a.hernandez@cgiar.org.

[‡] Dirección General de Investigación Económica. Email: ribarra@banxico.org.mx.

[§] Universidad de Montevideo, Departamento de Economía. Email: dtrupkin@um.edu.uy.

Introducción

En los últimos años, hemos sido testigos de dramáticos aumentos tanto en el nivel como en la volatilidad (fluctuaciones) de los precios agrícolas internacionales (Gilbert 2010). Esto ha generado preocupaciones respecto a incrementos inesperados en los precios e incluso se ha llegado a considerar como la principal amenaza para la seguridad alimentaria, especialmente en los países menos desarrollados donde los alimentos representan una proporción alta del gasto de los hogares. Las alzas sin precedentes de los precios de los productos primarios agrícolas durante la crisis alimentaria en 2007-2008, junto con una mayor escasez y decrecientes inventarios agrícolas, resultaron en menor acceso a alimentos para millones de pobres en muchos países de bajos ingresos e importadores de alimentos. El reciente incremento de varios precios agrícolas, particularmente el de maíz y trigo, en conjunto con una volatilidad alta de precios han reforzado los temores globales respecto a la elevada variabilidad de los precios de los alimentos. Por lo tanto, la atención se ha dirigido a examinar la volatilidad de precios de los alimentos en los mercados internacionales.

Se considera que los participantes en los mercados cambiarios, incluyendo hedgers y especuladores, basan sus decisiones en la información generada a nivel doméstico, pero también en la información de otros mercados (Koutmos y Booth 1995). En el caso de los mercados agrícolas, en las últimas décadas ha ocurrido un desarrollo importante en los mercados de futuros agrícolas, y combinado con el papel informativo que tienen los precios de los futuros, se ha incrementado la interdependencia en los mercados internacionales.¹ Por lo tanto, identificar cómo interactúan los mercados internacionales de futuros es un aspecto crucial para entender la volatilidad de precios de los mercados de futuros agrícolas. Además, potenciales arreglos regulatorios para los mercados de futuros agrícolas, los cuales se discuten actualmente en la Unión Europea (UE), los Estados Unidos (EE.UU.) y el Grupo de los Veinte (G-20), se pueden evaluar adecuadamente cuando se toman en cuenta las relaciones e interacciones

¹Como referencia, el volumen diario promedio de los futuros de maíz negociados en la Bolsa de Comercio de Chicago (Chicago Board of Trade (CBOT)) ha aumentado en más del 250 % en los últimos 25 años (Commodity Research Bureau, base de datos de futuros).

entre los mercados. La efectividad de cualquier mecanismo regulatorio propuesto dependerá del nivel y de las formas de interrelación entre los mercados. Además, los temas de interdependencia y transmisión de volatilidad entre los mercados internacionales son de interés para los negociadores, inversionistas y administradores de cartera internacionales, permitiéndoles realizar estrategias de cobertura y de compra y venta de activos más exitosas.

Este estudio evalúa el nivel de interdependencia y la transmisión de volatilidad en los principales mercados agrícolas en los Estados Unidos (Chicago, Kansas), Europa (Francia, Reino Unido) y Asia (China, Japón). En particular, se examina la dinámica de volatilidad entre los principales mercados de futuros para tres de los principales productos primarios agrícolas: maíz, trigo y soya. El periodo de análisis comprende de 2004 a 2009 para maíz y soya y de 2005 a 2009 para trigo. Se sigue un enfoque de GARCH multivariado (MGARCH en lo sucesivo) que permite evaluar si existe transmisión de volatilidad entre los mercados, la magnitud y fuente de la interdependencia (directa e indirecta) entre los mercados y finalmente si un choque o una innovación en un mercado afecta la volatilidad en otros mercados. En particular, se estiman los siguientes modelos MGARCH: T-BEKK diagonal, T-BEKK completo, CCC y DCC.² Mientras que la especificación BEKK diagonal identifica efectos de derrame propio de volatilidad, así como persistencia entre los mercados, el modelo BEKK completo es adecuado para caracterizar la transmisión de volatilidad entre los mercados, ya que es lo suficientemente flexible para considerar derrames propios y cruzados de volatilidad y persistencia entre los mercados. El modelo CCC, a su vez, evalúa el grado de interdependencia entre los mercados, medido a través de una matriz de correlación condicional constante, mientras que el modelo DCC permite examinar si el grado de interdependencia ha cambiado a través del tiempo.

²Los modelos BEKK diagonal y completo representan los modelos multivariados de Engle y Kroner (1995); las siglas BEKK vienen de trabajo sintetizado sobre modelos multivariados por Baba, Engle, Kraft y Kroner, mientras que T indica que se utiliza una densidad T-student en las estimaciones (por razones que se explicarán en adelante). El modelo CCC es el modelo de Correlación Condicional Constante de Bollerslev (1990), mientras que el modelo DCC (por sus siglas en inglés) es el modelo de Correlación Condicional Dinámica de Engle (2002).

El documento contribuye a la literatura en varios aspectos. Primero, proporciona un análisis profundo de la transmisión de volatilidad entre diversos mercados importantes de diferentes productos primarios agrícolas. La mayoría de la investigación previa incluyendo Spriggs, Kaylen y Bessler (1982), Gilmour y Fawcett (1987), Goodwin y Schroeder (1991) y Mohanty, Peterson y Kruse (2005) examinaron la volatilidad de precios de productos primarios agrícolas bajo un enfoque univariado o se enfocaron en la interdependencia e interacción de los mercados de futuros agrícolas en términos de el primer momento condicional de la distribución de retornos.³ Se exploran las interacciones entre mercados de futuros en términos del segundo momento condicional bajo un enfoque multivariado que proporciona una mejor idea acerca de la relación dinámica de precios en los mercados internacionales al incorporar derrames de volatilidad.⁴ Las inferencias sobre la magnitud y persistencia de choques que provienen de un mercado y que se transfieren a otros mercados dependen considerablemente de cómo se modela la dinámica cruzada de las volatilidades condicionales entre los mercados correspondientes (Gallagher y Twomey 1998). Además, con un modelo multivariado se pueden captar las interrelaciones retroalimentarias entre las volatilidades entre los mercados; lo que es importante ya que es ampliamente aceptado que las volatilidades financieras se mueven juntas a través del tiempo en los mercados.

Segundo, y a diferencia de los estudios anteriores, en el presente estudio se toma en cuenta el posible sesgo que puede surgir cuando se consideran mercados agrícolas con diferentes horarios de cierre. Los datos se sincronizan al explotar la información de los mercados que están abiertos para derivar estimaciones para los precios cuando los mercados están cerrados. Tercero, el periodo de muestra permite examinar si hubo cambios en la dinámica de volatili-

³Dos excepciones son Yang, Zhang y Leatham (2003) y von Ledebur y Schmitz (2009). El primero examina la transmisión de volatilidad en trigo entre los Estados Unidos, Canadá y Europa utilizando un modelo BEKK; el segundo examina la transmisión de volatilidad en maíz entre los Estados Unidos, Europa y Brasil utilizando una especificación restrictiva.

⁴El presente estudio sigue la línea de los estudios Karolyi (1995), Koutmos y Booth (1995), y Worthington y Higgs (2004), los cuales examinan la transmisión de volatilidad en los mercados de valores utilizando modelos multivariados. Otros mercados que se han investigado incluyen los futuros Eurodólares (Tse, Lee y Booth 1996) y el mercado de divisas (Engle, Ito y Lin 1990).

dad debido a la reciente crisis alimentaria de 2007-2008, un periodo de interés especial ya que se observan variaciones de precios sin precedentes. Finalmente, se aplican diferentes especificaciones MGARCH para analizar en mayor detalle la dinámica cruzada de las volatilidades condicionales de los mercados.

Los resultados de las estimaciones indican que existe una fuerte correlación entre los mercados internacionales. Se encuentran derrames propios y cruzados de volatilidad, así como una dependencia entre la mayoría de los mercados considerados en el análisis. También existe una mayor interacción entre Chicago y; Europa y Asia que entre los últimos dos. Los resultados además indican el importante papel que tiene Chicago en términos de efectos de derrame de volatilidad sobre los otros mercados, particularmente para maíz y trigo. En el caso de soya, tanto China como Japón muestran un derrame de volatilidad propia y cruzada importante. Además, el nivel de interdependencia entre los mercados no ha mostrado una tendencia al alza en los años recientes para todos los productos primarios. Desde una perspectiva de política, los resultados sugieren que si los mercados de futuros agrícolas van a ser regulados, la regulación necesita estar coordinada a través de fronteras (mercados); una regulación localizada de los mercados tendrá efectos limitados dado el alto nivel de interdependencia y transmisión de volatilidad entre los mercados.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La siguiente sección presenta el enfoque econométrico utilizado para examinar la transmisión de volatilidad entre los principales mercados agrícolas. La sección subsecuente describe los datos y cómo se aborda el problema de asincronía en los horarios de operación entre los mercados considerados en este análisis. Los resultados de estimaciones se reportan y discuten en la siguiente sección, mientras que las conclusiones se presentan al final.

Modelo

Para examinar la interdependencia y transmisión de volatilidad entre los mercados de futuros de productos primarios agrícolas, se estiman diferentes modelos MGARCH. La estimación de varios modelos se debe a las distintas preguntas que se pretenden abordar y sirve

para evaluar la dinámica cruzada de las volatilidades de los mercados.

Siguiendo Bauwens, Laurent y Rombouts (2006), se pueden distinguir tres enfoques mutuamente no excluyentes para construir modelos MGARCH: i) generalizaciones directas del modelo GARCH univariado (por ejemplo, modelos BEKK diagonales o completos, modelos de factores), ii) combinaciones lineales de modelos GARCH univariados (por ejemplo, O-GARCH), y iii) combinaciones no lineales de modelos GARCH univariados (por ejemplo, modelos CCC y DCC, modelos cópula-GARCH).⁵ Dado el objetivo del presente estudio, se aplican el primer y el tercer enfoque en el análisis. En particular, se estiman los modelos: T-BEKK diagonal, T-BEKK completo, modelos CCC y DCC.⁶

Un aspecto crucial en los modelos MGARCH es proporcionar una especificación realista pero parsimoniosa de la matriz de varianza condicional, asegurando que es definida positiva. Existe un dilema entre la flexibilidad y parsimonia. Los modelos BEKK completos, por ejemplo, son flexibles pero requieren de demasiados parámetros para más de cuatro series. Los modelos BEKK diagonales son mucho más parsimoniosos pero muy restrictivos para la dinámica cruzada; no son adecuados si la transmisión de volatilidad es el único objetivo del estudio. Los modelos CCC permiten especificar de manera separada las varianzas condicionales individuales y la matriz de correlación condicionada de las series, pero asumen correlaciones condicionales constantes. Los modelos DCC, a su vez, permiten una matriz de correlación condicional dinámica así como una persistencia diferente entre las varianzas y covarianzas, pero imponen una persistencia común en las covarianzas.

Los modelos MGARCH que se presentan en este documento no pueden distinguir entre choques idiosincráticos y agregados. Para identificar choques agregados, sería necesario estimar un modelo GARCH de factores que capta el componente común entre agrupamientos de volatilidad para distintas variables aleatorias. Sin embargo, estos modelos analizan las

⁵O-GARCH es el MGARCH ortogonal. Ejemplos de modelos cópula-GARCH incluyen Patton (2000) y Lee y Long (2009).

⁶Tanto los modelos de factores como las combinaciones lineales de los modelos de GARCH univariados requieren de muchos procesos para su estimación. Los modelos cópula-GARCH, por su parte, se han aplicado básicamente en casos bivariados.

volatilidades condicionales para un gran número de series, lo que les hace menos adecuados para este estudio.⁷

Se considera el siguiente modelo,

$$y_t = \mu_t(\theta) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \sim (0, H_t) \quad (1)$$

donde $\{y_t\}$ es un vector de procesos estocásticos de retornos de tamaño $N \times 1$, con N siendo el número de mercados considerados para cada uno de los tres productos primarios agrícolas a estudiar (maíz, trigo y soya), θ es un vector finito de parámetros, $\mu_t(\theta)$ es el vector de la media condicional, y ε_t es el vector de errores de predicción del mejor predictor lineal de y_t condicional a la información del pasado denotada por I_{t-1} . El vector de la media condicional $\mu_t(\theta)$ se puede especificar como un vector de constantes más una función de la información pasada mediante una representación VAR para el nivel de los retornos.

Para el modelo BEKK con un rezago, la matriz de varianza condicional se define como

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'H_{t-1}B \quad (2)$$

donde c_{ij} son elementos de una matriz triangular superior de constantes C , los elementos a_{ij} de la matriz A miden el grado de la innovación del mercado i al mercado j , y los elementos b_{ij} de la matriz B muestran la persistencia de la volatilidad condicional entre los mercados i y j ; A , B y C son de tamaño $N \times N$. Esta especificación garantiza, debido a su construcción, que la matriz de covarianza es definida positiva. Un modelo BEKK diagonal también asume que A y B son matrices diagonales.

La matriz de varianza condicional H_t especificada en la expresión (2) permite examinar a fondo la dirección, la magnitud y la persistencia de la transmisión de volatilidad entre

⁷Los modelos GARCH de factores proporcionan una parametrización parsimoniosa de la matriz de covarianza, reduciendo el número de parámetros a estimar. La motivación para estos modelos es la comunalidad en los movimientos de la varianza condicional. La noción de un modelo de factores típicamente abarca la idea de que haya un número relativamente pequeño de variables subyacentes comunes, mientras que los modelos alternativos (generalizados) ortogonales de van der Weide (2002) y Vrontos, Dellaportas y Politis (2003) usualmente no tienen un número reducido de componentes principales. En consecuencia, los modelos ortogonales (generalizados) son bastante restrictivos para datos financieros ya que no permiten choques idiosincráticos.

los mercados. Por ejemplo, basado en esta especificación, se pueden derivar las funciones impulso-respuesta para ilustrar los efectos de innovaciones provenientes de un mercado y transferidos al resto de los mercados.

Para el modelo CCC, la matriz de varianza condicional se define como

$$H_t = D_t R D_t = (\rho_{ij} \sqrt{h_{iit} h_{jjt}}) \quad (3)$$

donde

$$D_t = \text{diag}(h_{11t}^{1/2} \dots h_{NNt}^{1/2}), \quad (4)$$

$$h_{iit} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{iit,t-1}, \quad (5)$$

es decir, h_{iit} se define como una especificación $GARCH(1,1)$, $i = 1, \dots, N$, y

$$R = (\rho_{ij}) \quad (6)$$

es una matriz simétrica definida positiva que contiene las correlaciones condicionales constantes, con $\rho_{ii} = 1 \forall i$.

La especificación de H_t en la expresión (3) es apropiada para estimar el grado de interdependencia entre los mercados. En particular, la matriz de correlaciones condicionadas constantes R especifica cómo se interrelacionan los mercados en el largo plazo. Un enfoque alternativo consiste en introducir una matriz de correlación condicional que depende del tiempo. El modelo DCC se define tal que

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (7)$$

con D_t definida como en (4), h_{iit} definido como en (5), y

$$R_t = \text{diag}(q_{ii,t}^{-1/2}) Q_t \text{diag}(q_{ii,t}^{-1/2}) \quad (8)$$

con la $N \times N$ matriz simétrica definida $Q_t = (q_{ij,t})$ dada por

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha u_{t-1} u'_{t-1} + \beta Q_{t-1}, \quad (9)$$

y $u_{it} = \varepsilon_{it} / \sqrt{h_{iit}}$. $\bar{Q}$ es la matriz de varianza no condicional de u_t de tamaño $N \times N$ y; α y β son parámetros escalares no negativos cumpliendo $\alpha + \beta < 1$. El elemento típico de R_t tendrá la forma $\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}}$.

Datos

Para el análisis se usan datos diarios de los precios al cierre de los contratos de futuros de maíz, trigo y soya negociados en los principales mercados en el mundo, incluyendo Chicago (CBOT), Kansas (KCBT), Dalian-China (DCE), Francia (MATIF), el Reino Unido (LIFFE), Japón (TGE) y Zhengzhou-China (ZCE). Los Estados Unidos, la UE y China son los principales actores en los mercados agrícolas y de comercio globales, mientras que Japón es un importador importante. Los mercados considerados son básicamente los mercados más importantes de futuros agrícolas en términos de volumen negociado. China es un caso especial considerando que es tanto un productor como un consumidor importante de productos agrícolas, pero al mismo tiempo es un mercado cerrado y altamente regulado.

Los datos se obtuvieron de la base de datos de futuros de Commodity Research Bureau (CRB). La Tabla 1 describe los mercados específicos y los productos primarios para los cuales hay datos disponibles, así como el periodo de inicio de la muestra, la cotización y la unidad de medida en el contrato. La fecha final de la muestra es el 30 de junio, 2009.

Como se documenta en Protopapadakis y Stoll (1983), las interacciones entre los mercados internacionales de productos primarios se pueden investigar en su forma más simple utilizando los precios de futuros agrícolas en lugar de precios spot. De manera similar, Yang, Bessler y Leatham (2001) indican que los precios de futuros posiblemente brindan mejor información que los precios spot respecto a la información de mercado agregada, particularmente para los productos primarios negociados en mercados internacionales. Garbade y Silver (1983), Crain y Lee (1996) y Hernandez y Torero (2010) también proporcionan evidencia empírica de que los precios spot se mueven hacia los precios de futuros en los mercados agrícolas al examinar sus relaciones adelantadas y rezagadas.

Dado que los contratos de futuros con distintos horizontes de vencimiento se negocian cada día en distintos mercados, los datos se compilan utilizando los precios de contrato con vencimiento más cercano, como en Crain y Lee (1996). El contrato con vencimiento más cercano es generalmente el contrato más líquido. Además, es ampliamente aceptado que los contratos con vencimiento más cercano son los más activos y los que contienen más

información (Booth y Ciner 1997).

Para evitar el registro de precios durante el mes en que se registra la transacción o el mes de la fecha de vencimiento, se considera el contrato con vencimiento más cercano cuyo periodo de entrega es al menos de un mes adelante. Debido a distintas fechas operación de los mercados, por ejemplo distintos días feriados, en la estimación se incluyen solamente los días para los cuales hay información de todos los mercados.

El análisis consiste en examinar de manera separada la interdependencia y la transmisión de volatilidad entre tres distintos mercados de cada producto primario. En el caso de maíz, se examinan la dinámica de volatilidad entre los Estados Unidos (CBOT), Europa/Francia (MATIF) y China (Dalian-DCE); para trigo, entre los Estados Unidos, Europa/Londres (LIFFE) y China (Zhengzhou-ZCE); para soya, entre los Estados Unidos, China (DCE) y Japón (Tokio-TGE).⁸ La fecha inicial se escogió de acuerdo con el primer dato disponible para cada producto primario agrícola. Dado que las unidades de contratación y las cotizaciones varían según mercado, todos los precios fueron estandarizados a dólares de EUA por tonelada métrica (TM).⁹ Lo anterior permite considerar el potencial impacto del tipo de cambio en los retornos de futuros.

El retorno diario en el momento t se calcula como $y_t = \log(S_t/S_{t-1})$, donde S_t es el precio de cierre del futuro en dólares de EUA en el momento t . La Tabla 2 presenta las estadísticas descriptivas de las series de retornos considerados, multiplicados por 100, para cada uno de los tres productos primarios agrícolas. Se presentan las medias, medianas, máximos, mínimos, desviación estándar, asimetría, curtosis, el estadístico Jarque-Bera y su p valor correspondiente. CBOT exhibe en promedio el mayor retorno de los mercados para todos los productos primarios agrícolas y la mayor desviación estándar para maíz y trigo.

En todas las series, los retornos parecen no seguir una distribución normal. Como indica el p valor del estadístico Jarque-Bera, se rechaza la hipótesis nula de que los retornos son aproximados por una distribución normal. La curtosis en todos los mercados es mayor que

⁸Se encuentran resultados muy similares cuando se considera el Kansas City Board of Trade (KCBT) en lugar de CBOT en el caso de trigo. Más detalles están disponibles bajo solicitud.

⁹Los datos para los tipos de cambio se obtuvieron del Banco de la Reserva Federal de St. Louis.

tres, indicando una distribución leptocúrtica. Dados estos resultados, se utiliza la función de densidad T-student (en lugar de densidad normal) para la estimación de los modelos BEKK. El procedimiento para la estimación de los parámetros incluye la maximización de la función de verosimilitud construida bajo el supuesto auxiliar de una distribución i.i.d. para las innovaciones estandarizadas. Para más detalles sobre la estimación de la densidad T-student para los modelos MGARCH, véase Fiorentini, Sentana y Calzolari (2003).

La Tabla 2 también presenta las funciones de autocorrelación de hasta dos rezagos de la muestra para las series de los retornos y los retornos, también se presenta el estadístico Ljung-Box (LB) para 6 y 12 rezagos. El estadístico LB para los retornos simples rechaza la hipótesis nula de ruido blanco en algunos casos, mientras que para los retornos cuadrados rechaza la hipótesis nula en la mayoría de los casos. La autocorrelación para los retornos diarios al cuadrado sugiere que hay evidencia de dependencia no lineal en las series de retornos, posiblemente debido a la volatilidad condicional que cambia con el tiempo. La evidencia acerca de la importancia de la volatilidad en los productos primarios agrícolas se documenta en Hudson y Coble (1999) y Goodwin y Schnepf (2000).

La Figura 1 muestra los retornos diarios en cada uno de los tres mercados considerados para cada producto primario. La Figura indica que existe volatilidad condicional en los retornos que cambia en el tiempo. La Figura también proporciona cierta evidencia de efectos cruzados entre los mercados. Estos resultados motivan el uso de los modelos MGARCH para captar las dependencias en el primer y segundo momento de los retornos dentro de y entre los mercados.

El Problema de Asincronía

Dado que los mercados considerados en el análisis tienen diferentes horas de operación, un posible sesgo puede aparecer al usar datos no sincronizados. En particular, el uso de dichos datos puede introducir derrames rezagados espurios cuando los mercados son independientes. Para abordar este problema, se sigue Burns, Engle y Mezrich (1998) y Engle y Rangel (2009) y se estiman los precios cuando los mercados están cerrados, condicionados en la información de los mercados que están abiertos. Los datos se sincronizan antes de estimar los modelos

descritos en la sección anterior.

La Figura 2 ilustra el problema de usar datos no sincronizados. Supóngase, por ejemplo, que se pretenden sincronizar los retornos de los futuros de maíz en Francia (MATIF) con los retornos en Chicago (CBOT) que cierra más tarde. El retorno sincronizado en Francia se puede definir como

$$y_{fs,t} = y_{fu,t} - \xi_{f,t-1} + \xi_{f,t} \quad (10)$$

donde $y_{fu,t}$ es el retorno observado, no sincronizado en Francia en t y $\xi_{f,t}$ es el retorno que se hubiera observado desde el tiempo de cierre en Francia en t hasta el tiempo de cierre en Chicago en t . Siguiendo Burns, Engle y Mezrich (1998), se estima el componente no observado utilizando una proyección lineal del retorno observado no sincronizado sobre el conjunto de información que incluye todos los retornos conocidos en el tiempo de sincronización.

Primero, el modelo GARCH multivariado asíncrono se expresa como vector de medias móviles de primer orden, VMA(1), con una matriz GARCH de covarianza

$$y_t = \nu_t + M\nu_{t-1}, \quad V_{t-1}(\nu_t) = H_{\nu,t} \quad (11)$$

donde M es la matriz de media móvil y ν_t es el componente no predecible de los retornos, es decir, $E_t(y_{t+1}) = M\nu_t$.

Después, se definen los retornos no sincronizados como la diferencia logarítmica de los precios no sincronizados, $y_t = \log(S_t) - \log(S_{t-1})$, mientras que los retornos sincronizados se definen como el cambio logarítmico de los precios sincronizados, $\hat{y}_t = \log(\hat{S}_t) - \log(\hat{S}_{t-1})$. El precio esperado en $t + 1$ es un estimador insesgado del precio sincronizado en t , dado que cambios adicionales en los precios sincronizados no son predecibles, es decir, $\log(\hat{S}_t) = E(\log(S_{t+1})|I_t)$. Por lo tanto, los retornos sincronizados están dados por

$$\begin{aligned} \hat{y}_t &= E_t(\log(S_{t+1})) - E_{t-1}(\log(S_t)) \\ &= E_t(y_{t+1}) - E_{t-1}(y_t) + \log(S_t) - \log(S_{t-1}) \\ &= M\nu_t - M\nu_{t-1} + y_t \\ &= \nu_t + M\nu_t. \end{aligned} \quad (12)$$

Finalmente, el vector de retornos sincronizado y su matriz de covarianza se pueden estimar como

$$\begin{aligned}\hat{y}_t &= (I + \hat{M})\nu_t, \\ V_{t-1}(\hat{y}_t) &= (I + \hat{M})\hat{H}_{\nu,t}(I + \hat{M})'\end{aligned}\tag{13}$$

donde I es la matriz identidad de tamaño $N \times N$ y $\hat{M}$ contiene los coeficientes estimados del modelo VMA(1).

Siguiendo a Galbraith, Ullah y Zinde-Walsh (2002) se estima M basado en una aproximación de un vector autorregresivo de orden p , VAR(p). El estimador presenta menor sesgo si las raíces de la ecuación característica son lo suficientemente distantes del círculo unitario y disminuye exponencialmente con p . Ya que se usan datos de retornos, la elección de un orden modesto para el VAR proporciona una aproximación relativamente buena de M .

En particular, M se estima de la siguiente manera. El VMA(1) se representa como el siguiente proceso VAR de orden infinito

$$y_t = \sum_{j=1}^{\infty} B_j y_{t-j} + \nu_t \tag{14}$$

donde los coeficientes de las matrices B_j están dadas por

$$\begin{aligned}B_1 &= M_1, \\ B_j &= -B_{j-1}M_1, \quad \text{for } j = 2, \dots\end{aligned}\tag{15}$$

Al aplicar una aproximación VAR, se pueden obtener los coeficientes VMA a través de los coeficientes del VAR. Se ajusta el modelo VAR(p) con $p > 1$ por mínimos cuadrados. A partir de las p matrices de coeficientes estimados de dimensión $N \times N$ de la representación VAR, $y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + \nu_t$, se estima la matriz de coeficientes de medias móviles de dimensión $N \times N$ a través de la relación $\hat{M}_1 = \hat{B}_1$ basada en (15).

Los resultados de los retornos diarios sincronizados se comparan finalmente con los resultados de los retornos semanales (no sincronizados) para elegir p .¹⁰ Para distintos valores de p ,

¹⁰Los retornos semanales se utilizan como medida para corregir la correlación no condicional entre los

se comparan las correlaciones contemporáneas y rezagadas (entre mercados) de los retornos diarios sincronizados con las correlaciones obtenidas cuando se usan retornos semanales. Se encuentran resultados similares para $p = 2$ hasta $p = 5$. Por razones de parsimonia, en el presente análisis se utilizó $p = 2$.

La Tabla 3 muestra la correlación contemporánea entre los mercados para cada producto primario.¹¹ Se reportan las correlaciones para los retornos semanales y diarios sincronizados y no sincronizados. Las correlaciones de los datos diarios parecen ser menores cuando existe un menor grado de sincronización entre los mercados.

Una mejor medida de la correlación no condicional se puede obtener a través de los retornos semanales. Como se mencionó antes, tales datos están menos afectados por los diferentes horarios de los mercados ya que el grado de asincronía es menor. En general, las correlaciones semanales son mayores que las correlaciones diarias, y las correlaciones de retornos sincronizados se parecen más a las correlaciones semanales que las correlaciones de retornos no sincronizados. Por ejemplo, la correlación entre CBOT y TGE es 0.127 para los datos diarios no sincronizados, 0.455 para los datos semanales y 0.384 cuando se usan datos diarios sincronizados.¹² Estos resultados sugieren, entonces, que el método de sincronización parece resolver el problema introducido por la asíncrona en los horario de cierre. Lo anterior permite explotar completamente toda la información contenida en los datos del estudio para analizar la dinámica de volatilidad entre los mercados en el corto plazo.¹³

mercados. Estos datos no están muy afectados por los diferentes horarios de los mercados dado que el grado de asincronía es mucho más bajo (Burns, Engle y Mezrich 1998).

¹¹Las correlaciones rezagadas están disponibles bajo solicitud.

¹²Las estadísticas descriptivas de los retornos semanales sincronizados son similares a las de los retornos no sincronizados. Para ahorrar espacio, dichas estadísticas se reportan solamente para los retornos no sincronizados.

¹³También se utilizan los datos diarios de retornos, en lugar de datos de menor frecuencia como retornos semanales y mensuales, porque los retornos de mayor plazo pueden oscurecer las respuestas temporales a las innovaciones, las cuales pueden durar solamente unos días (Elyasiani, Perera y Puri 1998).

Resultados

Esta sección presenta los resultados de estimación de las especificaciones MGARCH aplicadas para examinar la transmisión de volatilidad en los mercados de futuros agrícolas. Se incluyen los modelos T-BEKK diagonal, T-BEKK completo, CCC y DCC. Examinar la volatilidad como segundo momento proporciona más información respecto a la relación dinámica de precios entre los mercados. Como se mencionó antes, se estiman modelos T-BEKK en lugar de los modelos BEKK estándar porque la normalidad de todos los retornos en la muestra se rechaza a un nivel de significancia de 5% y la curtosis es mayor que tres en todos los casos.

La Tabla 4 reporta los coeficientes y errores estándar estimados de la matriz de varianza covarianza condicional para el modelo T-BEKK diagonal. Los coeficientes a_{ii} , $i = 1, \dots, 3$, cuantifican derrames propios de volatilidad (es decir, el efecto de innovaciones propia rezagadas en la volatilidad condicional actual de retornos en el mercado i). Los coeficientes b_{ii} miden la persistencia propia de la volatilidad (es decir, la dependencia de la volatilidad condicional en el mercado i de su propia volatilidad pasada). Los resultados indican que los derrames propios de la volatilidad y persistencia son estadísticamente significativos en la mayoría de los mercados considerados para cada producto primario agrícola. Los choques en las innovaciones propias parecen tener un efecto mucho más alto en China en comparación con los otros mercados. En este mercado, sin embargo, también exhibe la persistencia más baja de volatilidad; en el caso de Zhengzhou (trigo), no es significativa a niveles convencionales. Lo anterior se podría explicar por el hecho de que China es un mercado regulado donde los choques propios de información podrían tener un efecto relativamente importante (en corto plazo) sobre la volatilidad de retornos, pero donde la volatilidad pasada no necesariamente explica la volatilidad actual (como es el caso en otros mercados) debido a intervenciones en el mercado. Al contrario de China, los mercados en los Estados Unidos, el Reino Unido, Europa y Japón presentan relativamente una mayor persistencia de la volatilidad en su mercado doméstico.¹⁴

¹⁴Más adelante se examina la sensibilidad de los resultados de estimación cuando se excluye China del

De los resultados también se puede inferir que existen interacciones, al menos indirectas a través de la covarianza, entre los mercados.¹⁵ En el caso de maíz y soya, la covarianza condicional entre cualquier par de mercados muestra persistencia y está afectada por choques de información que ocurren en uno o en los dos mercados. En el caso de trigo, solamente la covarianza condicional entre Chicago y LIFFE muestra persistencia y puede variar con las innovaciones en uno de los mercados; la covarianza entre China (ZCE) y Chicago y aquella entre China y LIFFE no muestra persistencia.

Los resultados en este análisis difieren, por ejemplo, de los resultados de Ledebur y Schmitz (2009) que aplican un modelo BEKK diagonal para analizar las interrelaciones de mercados entre los Estados Unidos (CBOT), Francia (MATIF) y Brasil para maíz durante 2007-2008. Ellos encuentran que la covarianza condicional entre CBOT y MATIF (y entre CBOT y Brasil) no está afectada por los choques de información que podrían ocurrir en uno o los dos mercados. Ellos explican este resultado con el desacoplamiento parcial del mercado estadounidense de otros mercados debido a un desarrollo del mercado inducido políticamente y una situación tensa en la oferta durante el periodo de análisis. von Ledebur y Schmitz, sin embargo, no consideran la ausencia de normalidad de algunas de las series analizadas (usan un BEKK diagonal en lugar de un modelo T-BEKK diagonal), ni la diferencia entre las horas de negociación entre los mercados que podrían afectar la magnitud y significancia de sus resultados.

A continuación se analiza el modelo T-BEKK completo, el cual proporciona más información acerca de la dinámica de la transmisión directa de volatilidad entre los mercados. En contraste con el modelo T-BEKK diagonal, este modelo no asume que A y B sean matrices diagonales en la ecuación (2), permitiendo derrames propios y cruzados y; dependencia propia y cruzada de volatilidad entre los mercados. La Tabla 5 presenta los resultados de la estimación. Los coeficientes de la matriz A que están fuera de la diagonal principal, a_{ij} , capturan los efectos de las innovaciones rezagadas originadas del mercado i en la volatilidad análisis.

¹⁵Véase el Apéndice A para más detalles sobre las ecuaciones de varianza y covarianza condicional para diferentes modelos MGARCH.

condicional de los retornos en el mercado j en el periodo actual. Los coeficientes fuera de la diagonal principal de la matriz B , b_{ij} , miden la dependencia de la volatilidad condicional en el mercado j de la del mercado i . Las pruebas de Wald, reportadas en la parte inferior de la Tabla 5, rechazan la hipótesis nula de que los coeficientes fuera de la diagonal principal, a_{ij} y b_{ij} , son en conjunto igual a cero a un nivel de significancia convencional.

Se observan varios patrones en la Tabla 5. Primero, los derrames propios de la volatilidad y la persistencia en todos los mercados son muy similares a los encontrados con el modelo T-BEKK diagonal. Estos efectos propios son, en general altos (y estadísticamente significativos), indicando la presencia de fuertes efectos GARCH. Segundo, los efectos cruzados de la volatilidad, aunque menor en magnitud que los efectos propios, indican que existen efectos de derrame de choques de información y persistencia de volatilidad entre los mercados analizados. En el caso de choques de información, innovaciones pasadas en Chicago tienen un efecto mayor en la volatilidad actual observada en los mercados de maíz y trigo en Europa y China que a la inversa, indicando el importante papel que toma el mercado CBOT en términos de derrames cruzados de volatilidad para los productos primarios. Para soya, el papel de Chicago es menos claro. Hay un efecto relativamente fuerte de derrame de CBOT a China (DCE), pero el efecto de DCE a CBOT también es importante; de manera similar, Japón muestra un fuerte efecto de derrame (especialmente en China). Sin embargo, en términos de persistencia de volatilidad cruzada, existe una dependencia relativamente importante de la volatilidad observada en el mercado de soya de China con respecto a la volatilidad pasada en CBOT.

Los resultados de este modelo difieren con respecto a los resultados de Yang, Zhang y Leatham (2003) que también usan un modelo BEKK completo para examinar la transmisión de volatilidad en trigo entre los Estados Unidos (CBOT), Europa (LIFFE) y Canadá para el periodo de 1996-2002. Estos autores encuentran que el mercado estadounidense está más afectado por la volatilidad de Europa (y Canadá), mientras que el mercado europeo es altamente exógeno y poco afectado por los mercados de Estados Unidos y Canadá. Sin embargo, reconocen que la exogeneidad y la influencia del mercado europeo podrían ser sobreestimadas debido a la diferencia de los horarios de operación de los futuros entre Europa y América de

Norte. En este análisis, se encuentra, precisamente, un papel principal del CBOT en términos de la transmisión de volatilidad cuando se consideran las diferencias de horas de operación entre los mercados.

A pesar del incremento en la producción de etanol derivado del maíz en los últimos años, aunado a las regulaciones y políticas que determinan el comercio de los productos agrícolas (como impuestos temporales de exportación y prohibiciones de importación), es interesante que CBOT mantiene un papel importante en comparación con los otros mercados de futuros, incluyendo el mercado cerrado y altamente regulado de China. Este resultado confirma la importancia de Chicago en los mercados internacionales agrícolas. El hecho de que China tenga efectos de derrames sobre otros mercados (al menos para soya) también es notable, y es probablemente porque China es ambos productor y consumidor principal a nivel global de productos primarios agrícolas. Por lo tanto, cualquier choque exógeno en este mercado puede también afectar el proceso de toma de decisiones en otros mercados internacionales.

Los resultados del documento apoyan la “hipótesis de la lluvia de meteoritos” de Engle, Ito y Lin (1990). Según esta teoría, las noticias en los mercados extranjeros siguen un proceso como una lluvia de meteoritos golpeando la tierra cuando gira. El impacto de este proceso se estableció en forma de derrames de volatilidad de un mercado a otro. Lo anterior se contrasta con la idea alternativa de la “hipótesis de las olas de calor”, donde la volatilidad tiene solamente autocorrelación especificada por país tal que después de un día volátil en un mercado probablemente sigue otro día volátil en el mismo mercado, pero típicamente no sigue un día volátil en otros mercados.

La Tabla 6 muestra los resultados para el modelo CCC. En esta especificación, el nivel de interdependencia entre mercados se captura con los coeficientes de correlación ρ_{ij} . Los resultados muestran que las correlaciones entre los mercados son positivas y estadísticamente significativas a un nivel de significancia de 1 % para los tres productos primarios agrícolas lo cual implica que los mercados están interrelacionados. En general, se observa que la interacción entre los Estados Unidos (CBOT) y el resto de los mercados (Europa y Asia) es mayor que la interacción entre estos últimos. En particular, los resultados muestran que la interacción entre CBOT y los mercados europeos es la más alta para los mercados de maíz y trigo.

Los resultados también indican que el mercado de trigo en China está muy poco conectado con los otros mercados, mientras que en el caso de soya, China tiene una mayor asociación con CBOT que Japón, similar a los resultados encontrados con el modelo T-BEKK completo.

Aunque el modelo CCC no permite identificar la fuente de transmisión de volatilidad, ayuda a analizar si existe una interacción entre los mercados, así como la magnitud de una posible interdependencia. El modelo DCC, generaliza el modelo CCC, permitiendo correlaciones condicionales que cambian con el tiempo. La Tabla 7 presenta los resultados de estimación del modelo DCC. Los parámetros α y β (a y b en la Tabla) se pueden interpretar como parámetros de “noticias” y “decadencia”. Estos valores muestran el efecto de innovaciones en las correlaciones condicionales a través del tiempo, así como su persistencia. Para los tres productos primarios, los parámetros estimados de “noticias” son pequeños ($\alpha < 0.01$); solamente para maíz α es estadísticamente significativo a nivel de 5 %. Para maíz y trigo, los parámetros estimados muestran una "decadencia" lenta ($\beta > 0.98$) y son significativos a nivel de 1 %. En el caso de soya, no hay persistencia ($\beta \approx 0$) ni significancia.

La Figura 3 muestra las correlaciones condicionales dinámicas ($\rho_{ij,t}$) estimadas con el modelo DCC. Para maíz, se observa alta variabilidad en la correlación entre CBOT y MATIF (oscilando de 0.20 a 0.55), con valores máximos después de la crisis de 2007-2008. También es claro que las correlaciones condicionales estimadas entre los mercados de maíz mostraron una tendencia a la alza en años recientes. La misma variabilidad alta y tendencia a la alza se registra para trigo cuando se observa la dinámica de la correlación condicional entre Chicago y Europa (LIFFE). Las dos correlaciones restantes en el mercado de trigo (CBOT-ZCE y LIFFE-ZCE), en contraste, no muestran una tendencia a la alza, aunque aumentaron (moderadamente) durante la última crisis. Para soya, las tres correlaciones condicionales dinámicas son más o menos constantes, y coinciden con las correlaciones no condicionales estimadas con el modelo CCC. Eso también se deduce de los valores estimados de α y β los cuales son cercanos a cero en el mercado de soya.

Cabe destacar que los estadísticos para el diagnóstico de los residuales, reportados en la parte inferior de las Tablas 4-7, por lo general apoyan la especificación del modelo considerado. En particular, el estadístico Ljung-Box (LB), de 6 y 12 rezagos, muestra en muchos casos que

no hay evidencia de autocorrelación en los residuales estandarizados de los modelos estimados a un nivel de 5 %.

Al considerar que los mercados en China son altamente regulados (y con orientación local), también se evalúa la robustez de los resultados cuando se excluyen los mercados chinos (Dalian y Zhengzhou). En el caso de maíz, el análisis se limita a Chicago y MATIF y se considera Japón (TGE) en lugar de Dalian; para trigo y soya, el análisis se restringe solamente a Chicago y LIFFE y Chicago y TGE. Los resultados de estimación se reportan en las Tablas B.1-B.4 y la Figura B.1 en el Apéndice B. En resumen, los resultados son cualitativamente similares a los resultados base, sugiriendo que los resultados no son sensibles a la inclusión o exclusión de China. Se observa todavía una alta correlación entre los mercados, particularmente entre Chicago y con Europa y Japón, así como mayores efectos de derrame de Chicago a otros mercados que al revés. De manera similar, solamente los mercados de maíz y trigo exhiben un nivel creciente de interdependencia en los últimos años.

Existen varias razones por las cuales los retornos y la volatilidad en los mercados de futuros agrícolas podrían estar relacionados. Dado que las economías están relacionadas a través de comercio e inversiones, cualquier noticia acerca de fundamentos económicos en un país tiene implicaciones para otros países. Además, el grado de correlación entre los mercados puede aumentar como resultado de la creciente integración de mercados financieros, generada por el relativamente libre flujo de bienes, servicios y capital, así como la revolución tecnológica. Otra posible razón de observar una correlación global es el contagio de mercados. Es decir, el precio futuro en un país puede estar afectado por los cambios en otros países debido a conexiones a través de fundamentos económicos. Bajo este escenario de contagio, especulaciones así como negociaciones basadas en ciertas perturbaciones pueden ocurrir en los mercados internacionales (Long et al. 1990) de tal forma que los movimientos de precios derivados por comportamientos gregarios se pueden transferir a través de las fronteras.

Transmisión de la Volatilidad a través del Tiempo

En esta subsección, se examina si la dinámica de transmisión de volatilidad entre los mercados de futuros ha cambiado a lo largo del tiempo, particularmente después de la reciente

crisis alimentaria de 2007-2008 cuando ocurrieron variaciones de precios sin precedentes. Para dividir la muestra en un periodo antes de la crisis y un periodo después de la crisis, se aplica la prueba para detectar la presencia de cambios estructurales propuesta por Lavielle y Moulines (2000). En comparación con otras pruebas para cambios estructurales, la prueba desarrollada por Lavielle y Moulines es más adecuada para procesos altamente dependientes tales como los procesos GARCH (Carrasco y Chen 2002).

De manera similar a Benavides y Capistrán (2009), se aplica la prueba sobre los retornos sincronizados al cuadrado, como aproximación de la volatilidad. La Tabla B.5 en el Apéndice B reporta las fechas de cambio estructural identificadas para cada serie de interés.¹⁶ La mayoría de cambios estructurales se encuentran durante el primer semestre de 2008, periodo en que la crisis alimentaria tuvo su impacto más severo. Utilizando las fechas de estos cambios estructurales, se divide la muestra completa para cada producto primario en dos submuestras distintas: 23 de septiembre de 2004 hasta 26 de febrero de 2008 y 30 de junio de 2008 hasta 30 de junio de 2009 para maíz; 10 de mayo de 2005 hasta 22 de junio de 2007 y 5 de noviembre de 2008 hasta 30 de junio de 2009 para trigo; y 5 de enero de 2004 hasta 26 de febrero de 2008 y 1 de agosto de 2008 hasta 30 de junio de 2009 para soya.

Las Tablas 8 y 9 presentan los resultados de la estimación del modelo T-BEKK completo para los periodos antes y después de la crisis, basados en los cambios estructurales identificados para cada producto primario. En resumen, los patrones de la dinámica propia y cruzada de la volatilidad entre los mercados de futuros analizados no parecen haber cambiado considerablemente cuando se compara el periodo antes de la crisis con el periodo después de la crisis. De manera similar a las estimaciones de la muestra completa, por lo general, se observan altos, y estadísticamente significativos, derrames propios de la volatilidad y persistencia, sugiriendo la presencia de fuertes efectos GARCH. La única variación importante al comparar los dos periodos es una mayor persistencia propia de la volatilidad exhibida en los

¹⁶La prueba de Lavielle y Moulines busca múltiples cambios estructurales para un número máximo de posibles segmentos predefinidos, y utiliza un contraste mínimo penalizado para identificar el número de puntos de cambio estructural. En el presente documento se permiten dos y tres segmentos como número máximo de segmentos y 50 como longitud mínima de cada segmento, obteniendo resultados similares.

mercados de trigo después de la crisis.

Los efectos cruzados de la volatilidad, a su vez, son estadísticamente significativos en conjunto en ambos periodos, lo cual apoya la presencia de derrames cruzados ante un choque de innovación y una persistencia cruzada de la volatilidad entre los mercados. En general, las magnitudes de los efectos cruzados son relativamente menores que los efectos propios en la mayoría de los mercados, similar a los resultados base. Las pruebas de Wald, sin embargo, indican que los efectos cruzados son notablemente mayores para maíz y menores para trigo en el periodo después de la crisis en relación con el periodo antes de la crisis; para soya, el grado de transmisión no parece haber cambiado entre los periodos. Este patrón se parece mucho a las correlaciones condicionales dinámicas de los mercados estimadas con el modelo DCC para cada producto primario (véase Figura 3). Los resultados también confirman el papel principal de Chicago en términos de transmisión de volatilidad a otros mercados en los últimos años.

Análisis Impulso-Respuesta

En esta subsección, se realiza el análisis de impulso-respuesta para aproximar la respuesta simulada de los mercados, en términos de su volatilidad condicional, frente a las innovaciones que se originan de manera separada en cada mercado. Este ejercicio se basa en los resultados de la estimación del modelo T-BEKK completo (reportados en la Tabla 5) y proporciona más información acerca de derrames de volatilidad entre los mercados.

Las funciones impulso-respuesta se derivan al iterar, para cada elemento h_{ii} de la expresión (2), la respuesta a una innovación de 1 % en la volatilidad condicional propia del mercado donde la innovación ocurre primero.¹⁷ Las respuestas están normalizadas por el tamaño del choque original para controlar por las diferencias en las volatilidades condicionales iniciales entre los mercados.

La Figura 4 presenta las funciones impulso-respuesta para los tres productos primarios

¹⁷Cabe mencionar que los residuales estimados para el modelo T-BEKK completo generalmente no están correlacionados entre los mercados para cada producto primario, por lo tanto, el análisis se enfoca en los efectos de derrames de volatilidad causados por innovaciones que provienen de cada mercado por separado.

que resultan de una innovación generada en cada uno de los mercados analizados. Para maíz y soya, los gráficos muestran los coeficientes de impulso-respuesta hasta 100 días después del choque inicial. Para trigo, los gráficos muestran las respuestas hasta 200 días, dada la alta persistencia observada en estos mercados (especialmente de las respuestas a una innovación que surge en Chicago).

De acuerdo con los resultados mostrados anteriormente, las funciones impulso-respuesta confirman que existen importantes derrames cruzados de la volatilidad entre los mercados y que Chicago tiene un papel importante, particularmente para maíz y trigo. El caso de soya es interesante dado que un choque originado en CBOT, equivalente a 1 % de su propia volatilidad condicional, resulta en un mayor aumento inicial (casi el doble) de la volatilidad condicional propia de China. Sin embargo, un choque en China también tiene un efecto importante (aunque menor) en Chicago, mientras que la innovación de Japón tiene un efecto comparable en China. Otro patrón interesante que surge de la Figura es la falta de persistencia en las funciones de impulso-respuesta correspondientes a los mercados de China: el proceso de ajuste es muy rápido después de una innovación propia o cruzada. Lo anterior coincide con el hecho de que estos mercados son regulados, lo que proporciona evidencia de la robustez de los resultados del estudio.

Conclusiones

Este documento ha examinado la dinámica de volatilidad entre los principales mercados de futuros agrícolas entre Estados Unidos, Europa y Asia. Se analizan tres productos primarios agrícolas: maíz, trigo y soya. Se analizan las interacciones entre los mercados de futuros en términos del segundo momento condicional bajo un enfoque GARCH multivariado, lo que proporciona mayor información respecto a la interrelación dinámica entre los mercados. Además se toma en cuenta el sesgo potencial que puede aparecer cuando se consideran mercados de futuros agrícolas con diferentes horas de cierre de operación.

Los resultados de la estimación indican que los mercados de futuros agrícolas analizados están altamente interrelacionados. Existen tanto derrames propios como cruzados de la

volatilidad y dependencia entre la mayoría de los mercados. También se encuentra una mayor interacción entre los Estados Unidos (Chicago) y ambos Europa y Asia que entre estos últimos. Además, Chicago tiene un papel principal en términos de efectos de derrame a otros mercados, especialmente para maíz y trigo. China y Japón también muestran derrames cruzados de volatilidad para soya. Adicionalmente, el grado de interdependencia entre los mercados no ha aumentado en los últimos años para todos los productos primarios analizados.

El papel principal de Chicago en comparación con otros mercados es interesante, a pesar de las regulaciones y políticas de comercio determinando los productos agrícolas, especialmente en mercados cerrados, altamente regulados como China. Este resultado confirma la importancia de los Estados Unidos en los mercados agrícolas internacionales. El hecho de que China tenga efectos de derrame a otros mercados es también notable. Los resultados también sugieren que no hubo un desacoplamiento del mercado de maíz de Estados Unidos de otros mercados después del auge de etanol en el 2006.

Aparte de proporcionar un análisis profundo sobre las interrelaciones de los mercados de futuros, el presente estudio intenta contribuir al debate actual sobre las medidas alternativas para abordar la excesiva volatilidad de precios en los mercados agrícolas que incluye la posible regulación de los mercados de futuros. Los resultados obtenidos sugieren que si los mercados de futuros van a ser regulados, cualquier posible esquema regulatorio para estos mercados debería ser coordinado a través de mercados; por ejemplo, mediante una unidad global independiente. Cualquier mecanismo regulatorio local tendrá efectos limitados dado que los mercados están altamente interrelacionados y que existen derrames importantes de volatilidad entre los mercados.

Para concluir, es importante destacar que el análisis del presente documento se ha enfocado en la dinámica de volatilidad entre los mercados en el corto plazo. De manera similar, no se consideraron asimetrías potenciales que pueden existir en el proceso de transmisión de volatilidad. Una investigación futura podría examinar la dinámica de largo plazo en la transmisión de volatilidad entre los mercados, lo que podría proporcionar más información acerca del mecanismo que determina las interdependencias entre los mercados agrícolas. También, se podrían incorporar asimetrías en la transmisión de volatilidad en el análisis. Seguramente,

noticias positivas en un mercado pueden producir un efecto diferente en otro mercado que noticias negativas, lo cual podría añadir información que ayude a entender las interrelaciones de mercados agrícolas y ayudar en el diseño de políticas.

Agradecimientos

Agradecemos a Maximo Torero, Cornelis Gardebroek, Gonzalo Rangel, Guillermo Benavides, Carlos Capistrán y Santiago Garcia por sus valiosos comentarios. También agradecemos a los participantes del seminario de Banco de México y del XIII Congreso de la Asociación Europea de Economistas Agrícolas.

Referencias

- [1] Bauwens, L., S. Laurent y J. V. K. Rombouts. 2006. Multivariate GARCH Models: A Survey. *Journal of Applied Econometrics* 21: 79 109.
- [2] Benavides, G. y C. Capistrán. 2009. A Note on the Volatilities of the Interest Rate and the Exchange Rate Under Different Monetary Policy Instruments: Mexico 1998-2008. Working Paper Series 2009-10, Banco de México.
- [3] Bollerslev, T. 1990. Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model. *The Review of Economics and Statistics* 72(3): 498 505.
- [4] Booth, G. G. y C. Ciner. 1997. International Transmission on Information in Corn Futures Markets. *Journal of Multinational Financial Management* 8: 175 187.
- [5] Burns, P., R. Engle y J. Mezrich. 1998. Correlations and Volatilities of Asynchronous Data. *Journal of Derivatives* 5: 7 18.
- [6] Carrasco, M. y X. Chen. 2002. Mixing and moment properties of various Garch and stochastic volatility models. *Econometric Theory* 18(1): 17 39.
- [7] Crain, S. J., y J. H. Lee. 1996. Volatility in Wheat Spot and Futures Markets, 1950-1993: Government Farm Programs, Seasonality, and Causality. *The Journal of Finance* 51(1): 325 343.
- [8] Elyasiani, E., P. Perera y T. Puri. 1998. Interdependence and dynamic linkages between stock markets of Sri Lanka and its trading partners. *Journal of Multinational Financial Management* 8(1): 89 101.
- [9] Engle, R. 2002. Dynamic Conditional Correlation A Simple Class of Multivariate GARCH Models. *Journal of Business and Economic Statistics* 20(3): 339 350.
- [10] Engle, R. y F. K. Kroner. 1995. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Econometric Theory* 11: 122 150.

- [11] Engle, R. y J. G. Rangel. 2009. High and Low Frequency Correlations in Global Equity Markets. Working Paper Series 2009-17, Banco de México.
- [12] Engle, R. F., T. Ito y W. L. Lin. 1990. Meteor Showers or Heat Waves?: Heteroscedastic Intra-daily Volatility in the Foreign Exchange Markets. *Econometrica* 58: 525 542.
- [13] Fiorentini, G., E. Sentana y G. Calzolari. 2003. Maximum likelihood estimation and inference in multivariate conditionally heteroskedastic dynamic regression models with Student t innovations. *Journal of Business and Economic Statistics* 21(4): 532 546.
- [14] Galbraith, J., A. Ullah y V. Zinde-Walsh. 2002. Estimation of the Vector Moving Average Model by Vector Autoregression. *Econometric Reviews* 21(2): 205 219.
- [15] Gallagher, L. y C. Twomey. 1998. Identifying the source of mean and volatility spillovers in Irish equities: a multivariate GARCH analysis. *Economic and Social Review* 29: 341 356.
- [16] Garbade, K. y W. Silver. 1983. Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Markets. *The Review of Economics and Statistics* 65(2): 289 297.
- [17] Gilbert, C. L. 2010. How to Understand High Food Prices. *Journal of Agricultural Economics* 61: 398 425.
- [18] Gilmour, B. y P. Fawcett. 1987. The Relationships between US and Canadian Wheat Prices. *Canadian Journal of Agricultural Economics* 35: 57 89.
- [19] Goodwin, B. K. y R. Schnepf. 2000. Determinants of Endogenous Price Risk in Corn and Wheat Markets. *Journal of Futures Markets* 20: 753 774.
- [20] Goodwin, B. K. y T. C. Schroeder. 1991. Price Dynamics in International Wheat Markets. *Canadian Journal of Agricultural Economics* 39: 237 254.
- [21] Hernandez, M. A. y M. Torero. 2010. Examining the Dynamic Relationship Between Spot and Futures Prices of Agricultural Commodities. *FAO Commodity Market Review* 2009-2010 : 47 86.

- [22] Hudson, D. y K. Coble. 1999. Harvest Contract Price Volatility in Cotton. *Journal of Futures Markets* 19: 717 733.
- [23] Karolyi, G. 1995. A Multivariate GARCH Model of International Transmissions of Stock Returns and Volatility: The Case of the United States and Canada. *Journal of Business and Economic Statistics* 13(1): 11 25.
- [24] Koutmos, G. y G. Booth. 1995. Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets. *Journal of International Money and Finance* 14(6): 747 762.
- [25] Lavielle, M. y E. Moulines. 2000. Least-squares estimation of an unknown number of shifts in a time series. *Journal of Time Series Analysis* 21(1): 33 59.
- [26] Lee, T. H. y X. Long. 2009. Copula-Based Multivariate GARCH Model with Uncorrelated Dependent Errors. *Journal of Econometrics* 150(2): 207 218.
- [27] Long, J. D., A. Shleifer, L. H. Summers y R. J. Waldmann. 1990. Noise Trader Risk in Financial Markets. *Journal of Political Economy* 98: 703 738.
- [28] Mohanty, S., E. W. F. Peterson y N. C. Kruse. 2005. Price Asymmetry in the International Wheat Market. *Canadian Journal of Agricultural Economics* 43: 355 366.
- [29] Patton, A. 2000. Modelling Time-Varying Exchange Rate Dependence Using the Conditional Copula. University of California, San Diego, Discussion Paper 01-09.
- [30] Protopapadakis, A. y H. R. Stoll. 1983. Spot and Futures Prices and the Law of One Price. *Journal of Finance* 38: 1431 1455.
- [31] Spriggs, J., M. Kaylen y D. Bessler. 1982. The Lead-Lag Relationship between Canadian and US wheat prices. *American Journal of Agricultural Economics* 64: 569 572.
- [32] Tse, Y., T. H. Lee y G. G. Booth. 1996. The International Transmission of Information in Eurodollar Futures: A Continuously Trading Market Hypothesis. *Journal of International Money and Finance* 15: 569 572.

- [33] van der Weide, R. 2002. GO-GARCH: a multivariate generalized orthogonal GARCH model. *Journal of Applied Econometrics* 17(5): 549 564.
- [34] von Ledebur, O. y J. Schmitz. 2009. Corn Price Behavior-Volatility Transmission During the Boom on Futures Markets. Paper prepared for the EAAE Seminar A Resilient European Food Industry and Food Chain in a Challenging World Chania, Crete, Greece, 3-6 September.
- [35] Vrontos, I., P. Dellaportas y D. Politis. 2003. A full-factor multivariate GARCH model. *Econometrics Journal* 6(2): 312 334.
- [36] Worthington, A. y H. Higgs. 2004. Transmission of Equity Returns and Volatility in Asian Developed and Emerging Markets: A Multivariate Garch Analysis. *International Journal of Finance and Economics* 9(1): 71 80.
- [37] Yang, J., D. Bessler y D. Leatham. 2001. Asset Storability and Price Discovery in Commodity Futures Markets: A New Look. *Journal of Futures Markets* 21(3): 279 300.
- [38] Yang, J., J. Zhang y D. Leatham. 2003. Price and Volatility Transmission in International Wheat Futures Markets. *Annals of Economics and Finance* 4:37 50.

Apéndice A. Covarianza Condicional en Modelos MGARCH

En el modelo BEKK con un rezago y tres mercados ($N = 3$), la matriz de covarianza condicional H_t definida en la ecuación (2) se puede expresar de la siguiente manera,

$$\begin{aligned}
 H_t = & \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ c_{12} & c_{22} & 0 \\ c_{13} & c_{23} & c_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix} \\
 + & \begin{bmatrix} a_{11} & a_{21} & a_{31} \\ a_{12} & a_{22} & a_{32} \\ a_{13} & a_{23} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 & \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{3,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \\
 + & \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} & b_{31} \\ b_{12} & b_{22} & b_{32} \\ b_{13} & b_{23} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} & h_{13,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} & h_{23,t-1} \\ h_{31,t-1} & h_{32,t-1} & h_{33,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix}. \tag{16}
 \end{aligned}$$

La ecuación de varianza que resulta para el mercado 1, por ejemplo, es igual a

$$\begin{aligned}
 h_{11,t} = & c_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 \\
 & + 2a_{11}a_{31}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + a_{31}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + 2a_{21}a_{31}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\
 & + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{21}h_{12,t-1} + b_{21}^2 h_{22,t-1} \\
 & + 2b_{11}b_{31}h_{13,t-1} + b_{31}^2 h_{33,t-1} + 2b_{21}b_{31}h_{23,t-1}. \tag{17}
 \end{aligned}$$

La ecuación de covarianza para los mercados 1 y 2, a su vez, es igual a

$$\begin{aligned}
 h_{12,t} = & c_{11}c_{12} + a_{11}a_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + a_{21}a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + a_{31}a_{32}\varepsilon_{3,t-1}^2 \\
 & + (a_{11}a_{22} + a_{21}a_{12})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + (a_{11}a_{32} + a_{31}a_{12})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\
 & + (a_{21}a_{32} + a_{31}a_{22})\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + b_{11}b_{12}h_{11,t-1} \\
 & + b_{21}b_{22}h_{22,t-1} + b_{31}b_{32}h_{33,t-1} + (b_{11}b_{22} + b_{21}b_{12})h_{12,t-1} \\
 & + (b_{11}b_{32} + b_{31}b_{12})h_{13,t-1} + (b_{21}b_{32} + b_{31}b_{22})h_{23,t-1}. \tag{18}
 \end{aligned}$$

En el caso del modelo BEKK diagonal, donde A y B son matrices diagonales, la ecuación de varianza para el mercado 1 es

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} \tag{19}$$

mientras que la ecuación de covarianza para los mercados 1 y 2 es igual a

$$h_{12,t} = c_{11}c_{12} + a_{11}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + b_{11}b_{22}h_{12,t-1}. \tag{20}$$

La matriz de covarianza condicional H_t para el modelo CCC definida en la ecuación (3), también con un rezago y $N = 3$, se puede caracterizar como,

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t}^{1/2} & 0 & 0 \\ 0 & h_{22,t}^{1/2} & 0 \\ 0 & 0 & h_{33,t}^{1/2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t}^{1/2} & 0 & 0 \\ 0 & h_{22,t}^{1/2} & 0 \\ 0 & 0 & h_{33,t}^{1/2} \end{bmatrix} \quad (21)$$

donde $h_{ii,t}$ se define como una especificación $GARCH(1,1)$, $i = 1, \dots, 3$, y ρ_{ij} representa la correlación condicional entre los mercados i y j . La ecuación de varianza para el mercado 1 es igual a

$$h_{11,t} = \omega_1 + \alpha_1 \varepsilon_{1,t-1}^2 + \beta_1 h_{11,t-1}, \quad (22)$$

mientras que la ecuación de covarianza para los mercados 1 y 2 está dada por

$$h_{12,t} = [(\omega_1 + \alpha_1 \varepsilon_{1,t-1}^2 + \beta_1 h_{11,t-1})(\omega_2 + \alpha_2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + \beta_2 h_{22,t-1})]^{1/2} \rho_{12}. \quad (23)$$

De manera similar, la matriz correspondiente de covarianza condicional H_t para el modelo DCC definida en la ecuación (7) es igual a

$$H_t = \begin{bmatrix} \left(\frac{h_{11,t}}{q_{11,t}}\right)^{1/2} & 0 & 0 \\ 0 & \left(\frac{h_{22,t}}{q_{22,t}}\right)^{1/2} & 0 \\ 0 & 0 & \left(\frac{h_{33,t}}{q_{33,t}}\right)^{1/2} \end{bmatrix} Q_t \\ \times \begin{bmatrix} \left(\frac{h_{11,t}}{q_{11,t}}\right)^{1/2} & 0 & 0 \\ 0 & \left(\frac{h_{22,t}}{q_{22,t}}\right)^{1/2} & 0 \\ 0 & 0 & \left(\frac{h_{33,t}}{q_{33,t}}\right)^{1/2} \end{bmatrix} \quad (24)$$

donde

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \begin{bmatrix} \bar{q}_{11} & \bar{q}_{12} & \bar{q}_{13} \\ \bar{q}_{21} & \bar{q}_{22} & \bar{q}_{23} \\ \bar{q}_{31} & \bar{q}_{32} & \bar{q}_{33} \end{bmatrix} + \alpha \begin{bmatrix} u_{1,t-1}^2 & u_{1,t-1}u_{2,t-1} & u_{1,t-1}u_{3,t-1} \\ u_{2,t-1}u_{1,t-1} & u_{2,t-1}^2 & u_{2,t-1}u_{3,t-1} \\ u_{3,t-1}u_{1,t-1} & u_{3,t-1}u_{2,t-1} & u_{3,t-1}^2 \end{bmatrix} \\ + \beta \begin{bmatrix} q_{11,t-1} & q_{12,t-1} & q_{13,t-1} \\ q_{21,t-1} & q_{22,t-1} & q_{23,t-1} \\ q_{31,t-1} & q_{32,t-1} & q_{33,t-1} \end{bmatrix}.$$

Las ecuaciones de varianza del modelo DCC, $h_{ii,t}$, $i = 1, \dots, 3$, son iguales a las ecuaciones de varianza del modelo CCC, mientras que la ecuación de covarianza para los mercados 1 y 2, por

ejemplo, es

$$h_{12,t} = q_{12,t} \left(\frac{h_{11,t} h_{22,t}}{q_{11,t} q_{22,t}} \right)^{1/2} \quad (25)$$

donde

$$q_{12,t} = (1 - \alpha - \beta) \bar{q}_{12} + \alpha u_{2,t-1} u_{1,t-1} + \beta q_{12,t-1},$$

$$q_{11,t} = (1 - \alpha - \beta) \bar{q}_{11} + \alpha u_{1,t-1}^2 + \beta q_{11,t-1},$$

$$q_{22,t} = (1 - \alpha - \beta) \bar{q}_{22} + \alpha u_{2,t-1}^2 + \beta q_{22,t-1},$$

$$u_{1,t-1} = \varepsilon_{1,t-1} (h_{11,t-1})^{-1/2},$$

$$u_{2,t-1} = \varepsilon_{2,t-1} (h_{22,t-1})^{-1/2}.$$

Nota: CBOT=Chicago; MATIF=Francia-París; DCE=China-Dalian; LIFFE=Reino Unido-Londres; ZCE=China-Zhengzhou; TGE=Japón-Tokio.

Figura 1: Retornos Diarios

Figura 2: Asincronía en el horario de operación.

Figura 3: Correlaciones Condicionales Dinámicas (Modelo DCC)

Figura 4: Funciones Impulso-Respuesta, Modelo T-Bekk Completo

Tabla 1. Datos

Maíz				
Mercado	Producto, Símbolo	Fecha de Inicio	Precio de Cotización	Unidad de Contrato
CBOT	Maíz No.2 amarillo, C	01/03/1994	Dólar/bushel	5,000 bushels
MATIF	Maíz, MC	05/09/2003	Euro/tonelada	50 toneladas
DCE	Maíz, XV	09/22/2004	Yuan/TM	10 TM
TGE	Maíz No.3, CV	08/16/1994	Yen/TM	50 TM
Trigo				
Mercado	Producto, Símbolo	Fecha de Inicio	Precio de Cotización	Unidad de Contrato
CBOT	Trigo No.2 suave, W	01/03/1994	Dólar/bushel	5,000 bushels
LIFFE	Trigo EC, FW	08/06/1991	Libra/tonelada	100 toneladas
ZCE	Trigo Invierno, WR	05/09/2005	Yuan/TM	10 MT
Soya				
Mercado	Producto, Símbolo	Fecha de Inicio	Precio de Cotización	Unidad de Contrato
CBOT	Soya No.1 amarillo, S	01/03/1994	Dólar/bushel	5,000 bushels
DCE	Soya No.1 , XT	01/02/2004	Yuan/TM	10 MT
TGE	Soya, GT	05/18/2000	Yen/TM	10 MT

Nota: CBOT=Chicago; MATIF=Francia-París; DCE=China-Dalian; LIFFE=Reino Unido-Londres;

ZCE=China-Zhengzhou;TGE=Japón-Tokio. Unidades de medida: 5,000 bushel de maíz = 127 TM

(tonelada métrica); 5,000 bushels de trigo (soya) = 136 TM; 1,000 Kg = 1 TM; 1 tonelada = 1 TM.

Tabla 2. Estadísticas Descriptivas para los Retornos Diarios

	Maíz			Trigo			Soya		
	CBOT	MATIF	DCE	CBOT	LIFFE	ZCE	CBOT	DCE	TGE
	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=3)
Media	0.042	0.041	0.031	0.035	0.001	0.020	0.039	0.008	-0.010
Mediana	0.000	0.050	0.004	0.000	-0.025	0.000	0.126	0.029	0.067
Máximo	9.801	8.498	8.627	8.794	6.026	14.518	6.445	5.244	10.267
Mínimo	-8.076	-8.607	-3.353	-9.973	-10.602	-4.609	-10.530	-9.455	-14.985
Desv. Est.	2.117	1.477	0.869	2.372	1.610	1.259	1.892	1.172	2.388
Asimetría	0.129	-0.140	2.610	-0.087	-0.235	3.298	-0.422	-0.776	-0.475
Curtosis	4.775	7.017	24.597	4.401	5.939	36.146	4.989	10.212	7.125
Jarque-Bera	148.5	748.4	22790.7	80.0	355.5	45829.7	293.3	2788.7	918.5
p-valor	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
# observaciones	1108	1108	1108	963	963	963	1230	1230	1230
Correlaciones para los Retornos									
Rho (lag=1)	0.009	0.072*	0.031	-0.021	0.027	-0.100	-0.016	0.097*	0.194*
Rho (lag=2)	-0.003	-0.040	-0.068	-0.026	0.016	-0.019	-0.006	0.101*	0.088*
LB(6)	2.64	15.19*	14.15*	5.89	7.50	13.26*	9.17	52.79*	57.50*
LB(12)	7.51	21.59*	16.21	10.27	21.49*	18.60	15.25	54.90*	64.52*
Correlaciones para los Retornos Cuadráticos									
Rho (lag=1)	0.141*	0.100*	0.050	0.208*	0.134*	0.042	0.059*	0.184*	0.039*
Rho (lag=2)	0.070	0.102*	0.075*	0.159*	0.132*	-0.004	0.104*	0.146*	0.235*
LB(6)	55.94*	66.60*	11.11	124.94*	78.74*	2.19	115.25*	130.97*	344.26*
LB(12)	85.27*	136.39*	11.85	166.51*	121.16*	3.07	221.73*	148.40*	390.39*

Nota: El símbolo (*) denota que se rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5 %. Rho es el coeficiente de autocorrelación. LB se refiere al estadístico Ljung-Box. CBOT=Chicago; MATIF=Francia-París; DCE=China-Dalian; LIFFE=Reino Unido-Londres; ZCE=China-Zhengzhou; TGE=Japón-Tokio.

Tabla 3. Correlaciones para los Retornos No Sincronizados, Semanales y Sincronizados

Maíz									
	No Sincronizado			Semanal			Sincronizado		
	CBOT	MATIF	DCE	CBOT	MATIF	DCE	CBOT	MATIF	DCE
CBOT	1.000	0.359	0.168	1.000	0.421	0.212	1.000	0.444	0.255
MATIF		1.000	0.166		1.000	0.251		1.000	0.184
DCE			1.000			1.000			1.000

Trigo									
	No Sincronizado			Semanal			Sincronizado		
	CBOT	LIFFE	ZCE	CBOT	LIFFE	ZCE	CBOT	LIFFE	ZCE
CBOT	1.000	0.451	0.075	1.000	0.569	0.081	1.000	0.537	0.093
LIFFE		1.000	0.073		1.000	0.059		1.000	0.101
ZCE			1.000			1.000			1.000

Soya									
	No Sincronizado			Semanal			Sincronizado		
	CBOT	DCE	TGE	CBOT	DCE	TGE	CBOT	DCE	TGE
CBOT	1.000	0.228	0.127	1.000	0.500	0.455	1.000	0.565	0.384
DCE		1.000	0.258		1.000	0.349		1.000	0.248
TGE			1.000			1.000			1.000

Nota: Las correlaciones reportadas son las correlaciones de Pearson. CBOT=Chicago;

MATIF=France-Paris;DCE=China-Dalian; LIFFE=United Kingdom-London;

ZCE=China-Zhengzhou; TGE=Japan-Tokyo.

Tabla 4. Resultados de la Estimación del Modelo T-BEKK Diagonal

Coeficiente	Maíz			Trigo			Soya		
	CBOT	MATIF	DCE	CBOT	LIFFE	ZCE	CBOT	DCE	TGE
	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=3)
ci1	0.335	0.044	0.339	0.217	0.052	0.261	0.342	0.458	0.174
	(0.050)	(0.014)	(0.060)	(0.054)	(0.022)	(0.120)	(0.048)	(0.052)	(0.033)
ci2		0.125	0.212		-0.115	-0.608		-0.085	-0.343
		(0.024)	(0.076)		(0.032)	(0.239)		(0.066)	(0.071)
ci3			0.000			0.000			0.000
			(0.000)			(0.026)			(0.000)
ai1	0.192			0.159			0.188		
	(0.033)			(0.020)			(0.020)		
ai2		0.206			0.233			0.397	
		(0.022)			(0.022)			(0.045)	
ai3			0.633			0.513			0.203
			(0.088)			(0.085)			(0.032)
bi1	0.976			0.987			0.966		
	(0.000)			(0.000)			(0.000)		
bi2		0.980			0.977			0.828	
		(0.000)			(0.000)			(0.032)	
bi3			0.636			-0.395			0.971
			(0.065)			(0.038)			(0.010)
Prueba para los residuales estandarizados (Ho: no hay autocorrelación)									
LB(6)	3.782	6.070	0.960	25.658	15.021	0.329	8.086	0.831	2.183
p-valor	0.706	0.416	0.987	0.000	0.020	0.999	0.232	0.991	0.902
LB(12)	4.712	10.927	2.698	29.326	19.909	0.638	14.783	1.558	2.787
p-valor	0.967	0.535	0.997	0.004	0.069	1.000	0.254	1.000	0.997
Log verosimilitud			-5,183.2			-4,873.0			-6,723.6
# observaciones			1,105			960			1,227

Nota: CBOT=Chicago; MATIF=Francia-París; DCE=China-Dalian; LIFFE=Reino Unido-Londres; ZCE=China-Zhengzhou; TGE=Japón-Tokio. Los errores estándar se reportan en paréntesis. LB se refiere al estadístico Ljung-Box.

Tabla 5. Resultados de la Estimación del Modelo T-BEKK Completo

Coeficiente	Maíz			Trigo			Soya		
	CBOT	MATIF	DCE	CBOT	LIFFE	ZCE	CBOT	DCE	TGE
	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=3)
ci1	0.377 (0.107)	-0.036 (0.016)	0.085 (0.542)	0.040 (0.245)	-0.119 (0.048)	-0.333 (1.029)	-0.001 (0.026)	0.115 (0.421)	0.140 (0.525)
ci2		-0.037 (0.083)	-0.070 (0.860)		0.036 (0.238)	0.360 (0.640)		0.430 (0.152)	0.079 (0.104)
ci3			0.367 (0.269)			0.410 (1.149)			0.229 (0.305)
ai1	0.156 (0.048)	-0.018 (0.028)	0.041 (0.035)	0.135 (0.048)	0.043 (0.026)	0.055 (0.042)	0.129 (0.042)	0.198 (0.084)	0.073 (0.079)
ai2	0.091 (0.067)	0.204 (0.030)	-0.025 (0.041)	0.081 (0.183)	0.199 (0.068)	-0.125 (0.068)	-0.182 (0.070)	0.232 (0.121)	-0.194 (0.126)
ai3	0.098 (0.071)	0.065 (0.166)	0.638 (0.092)	-0.072 (0.104)	-0.066 (0.108)	0.526 (0.086)	0.026 (0.021)	-0.033 (0.021)	0.206 (0.048)
bi1	-0.003 (0.014)	0.983 (0.009)	0.029 (0.043)	-0.017 (0.008)	0.976 (0.003)	0.037 (0.031)	0.186 (0.025)	0.759 (0.025)	0.088 (0.044)
bi2	-0.003 (0.013)	0.983 (0.012)	0.029 (0.023)	-0.017 (0.041)	0.976 (0.014)	0.037 (0.033)	0.186 (0.062)	0.759 (0.066)	0.088 (0.095)
bi3	0.009 (0.032)	-0.086 (0.111)	0.608 (0.072)	-0.058 (0.254)	-0.066 (0.334)	-0.398 (0.402)	0.005 (0.007)	0.003 (0.009)	0.979 (0.013)
Prueba conjunta de Wald para los coeficientes de las correlacionse cruzadas ($H_0: a_{ij}=b_{ij}=0$, i distinto de j)									
Chi-sq			31.60			63.06			40.48
p-valor			0.002			0.000			0.000
Prueba para los residuales estandarizados (H_0 : no hay autocorrelación)									
LB(6)	3.944	6.993	0.738	18.210	12.542	0.322	6.566	0.118	2.127
p-valor	0.684	0.321	0.994	0.006	0.051	0.999	0.363	1.000	0.908
LB(12)	4.713	12.102	2.392	24.531	16.045	0.617	9.898	0.768	2.806
p-valor	0.967	0.438	0.999	0.017	0.189	1.000	0.625	1.000	0.997
Log verosimilitud			-5,169.3			4,857.0			-6,696.7
# observaciones			1,105			960			1,227

Nota: CBOT=Chicago; MATIF=Francia-París; DCE=China-Dalian; LIFFE=Reino Unido-Londres; ZCE=China-Zhengzhou; TGE=Japón-Tokio. Los errores estándar se reportan en paréntesis. LB se refiere al estadístico Ljung-Box.

Tabla 6. Resultados de la Estimación del Modelo CCC

Coeficiente	Maíz			Trigo			Soya		
	CBOT	MATIF	DCE	CBOT	LIFFE	ZCE	CBOT	DCE	TGE
	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=3)
wi	0.636	0.027	0.183	0.355	0.046	0.972	0.037	0.303	0.440
	(0.580)	(0.017)	(0.051)	(0.220)	(0.031)	(0.249)	(0.019)	(0.111)	(0.774)
ai	0.126	0.127	0.620	0.100	0.146	0.265	0.056	0.166	0.087
	(0.062)	(0.051)	(0.210)	(0.028)	(0.047)	(0.109)	(0.011)	(0.048)	(0.084)
bi	0.740	0.873	0.372	0.833	0.851	0.000	0.933	0.646	0.853
	(0.175)	(0.045)	(0.082)	(0.061)	(0.047)	(0.159)	(0.013)	(0.080)	(0.187)
pi1	1.000	0.392	0.261	1.000	0.496	0.078	1.000	0.558	0.412
		(0.031)	(0.044)		(0.026)	(0.032)		(0.036)	(0.030)
pi2		1.000	0.175		1.000	0.097		1.000	0.274
			(0.032)			(0.036)			(0.035)
pi3			1.000			1.000			1.000
Prueba para los residuales estandarizados (Ho: no hay autocorrelación)									
LB(6)	3.958	1.512	1.362	4.375	7.917	0.300	3.764	0.268	1.273
p-valor	0.682	0.959	0.968	0.626	0.244	0.999	0.709	1.000	0.973
LB(12)	4.716	6.171	3.187	10.395	15.672	0.645	7.172	0.854	1.911
p-valor	0.967	0.907	0.994	0.581	0.207	1.000	0.846	1.000	1.000
Log verosimilitud			-5,464.2			-5,153.9			-6,911.6
# observaciones			1,105			960			1,227

Nota: CBOT=Chicago; MATIF=Francia-París; DCE=China-Dalian; LIFFE=Reino Unido-Londres; ZCE=China-Zhengzhou;TGE=Japón-Tokio. Los errores estándar se reportan en paréntesis. LB se refiere al estadístico Ljung-Box.

Tabla 7. Resultados de la Estimación del Modelo DCC

Coeficiente	Maíz			Trigo			Soya		
	CBOT	MATIF	DCE	CBOT	LIFFE	ZCE	CBOT	DCE	TGE
	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=3)
wi	0.636 (0.578)	0.027 (0.017)	0.183 (0.051)	0.355 (0.216)	0.046 (0.031)	0.972 (0.246)	0.037 (0.019)	0.303 (0.106)	0.440 (0.771)
ai	0.126 (0.062)	0.127 (0.051)	0.620 (0.210)	0.100 (0.027)	0.146 (0.047)	0.265 (0.108)	0.056 (0.010)	0.166 (0.048)	0.087 (0.083)
bi	0.740 (0.175)	0.873 (0.045)	0.372 (0.082)	0.833 (0.060)	0.851 (0.047)	0.000 (0.095)	0.933 (0.013)	0.646 (0.079)	0.853 (0.186)
a			0.006 (0.003)			0.010 (0.009)			0.000 (0.013)
b			0.989 (0.007)			0.982 (0.021)			0.000 (2.155)
Prueba para los residuales estandarizados (Ho: no hay autocorrelación)									
LB(6)	3.555	1.892	1.464	4.488	6.485	0.294	3.748	0.268	1.273
p-valor	0.737	0.929	0.962	0.611	0.371	1.000	0.711	1.000	0.973
LB(12)	0.427	6.244	3.287	9.542	13.893	0.652	7.170	0.856	1.912
p-valor	0.978	0.903	0.993	0.656	0.308	1.000	0.846	1.000	1.000
Log verosimilitud			-5,454.3			-5,144.3			-6,911.6
# observaciones			1,105			960			1,227

Nota: CBOT=Chicago; MATIF=Francia-París; DCE=China-Dalian; LIFFE=Reino Unido-Londres; ZCE=China-Zhengzhou;TGE=Japón-Tokio. Los errores estándar se reportan en paréntesis. LB se refiere al estadístico Ljung-Box.

Tabla 8. Resultados de la Estimación del Modelo T-BEKK, Antes de la Crisis Alimentaria

Coeficiente	Maíz			Trigo			Soya		
	CBOT	MATIF	DCE	CBOT	LIFFE	ZCE	CBOT	DCE	TGE
	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=3)
ci1	0.735 (0.254)	0.170 (0.094)	0.294 (0.098)	0.343 (0.283)	-0.052 (0.141)	-0.615 (0.200)	0.160 (0.144)	-0.194 (0.473)	0.932 (1.298)
ci2		-0.001 (0.040)	-0.003 (0.014)		0.119 (0.100)	0.066 (1.063)		0.303 (0.619)	0.667 (1.362)
ci3			0.000 (0.033)			0.052 (1.342)			-0.001 (0.061)
ai1	-0.216 (0.057)	-0.036 (0.053)	-0.058 (0.066)	-0.044 (0.092)	-0.023 (0.045)	0.060 (0.042)	0.033 (0.060)	0.263 (0.182)	-0.124 (0.117)
ai2	-0.149 (0.152)	0.099 (0.051)	-0.079 (0.040)	0.063 (0.255)	0.245 (0.092)	0.003 (0.108)	0.028 (0.231)	-0.171 (0.182)	0.045 (0.282)
ai3	-0.101 (0.155)	0.089 (0.099)	0.546 (0.251)	-0.076 (0.200)	-0.114 (0.068)	0.575 (0.114)	0.090 (0.112)	0.005 (0.055)	0.468 (0.144)
bi1	0.864 (0.030)	-0.052 (0.020)	-0.057 (0.020)	-0.473 (0.485)	0.363 (0.230)	-0.032 (0.042)	0.922 (0.089)	0.020 (0.126)	-0.002 (0.179)
bi2	0.095 (0.071)	1.005 (0.010)	0.020 (0.017)	1.819 (0.225)	0.520 (0.509)	0.110 (0.059)	0.220 (0.170)	0.852 (0.376)	0.203 (0.280)
bi3	0.254 (0.140)	-0.061 (0.066)	0.792 (0.159)	0.522 (0.307)	-0.087 (0.097)	-0.032 (0.190)	-0.051 (0.113)	-0.002 (0.052)	0.729 (0.163)
Prueba conjunta de Wald para los coeficientes de las correlacionse cruzadas (H0:aij=bij=0, i distinto de j)									
Chi-sq			70.54			278.89			133.79
p-valor			0.000			0.000			0.000
Prueba para los residuales estandarizados (H0: no hay autocorrelación)									
LB(6)	1.540	5.987	1.667	3.735	5.051	0.079	2.242	0.353	1.229
p-valor	0.957	0.043	0.948	0.712	0.537	0.992	0.896	0.999	0.976
LB(12)	1.810	8.182	2.612	9.019	11.013	2.432	5.671	1.285	2.483
p-valor	1.000	0.771	0.998	0.701	0.528	0.998	0.932	1.000	0.998
Log verosimilitud			-3,475.7			-1,184.4			-4,665.4
# observaciones			789			491			926

Nota: CBOT=Chicago; MATIF=Francia-París; DCE=China-Dalian; LIFFE=Reino Unido-Londres;

ZCE=China-Zhengzhou; TGE=Japón-Tokio. Los errores estándar se reportan en paréntesis. LB se refiere al

estadístico Ljung-Box. Antes de la crisis corresponde a 09/23/2004-02/26/2008 para maíz, 05/10/2005-06/22/2007

para trigo, y 01/05/2004-02/26/2008 para soya.

Tabla 9. Resultados de la Estimación del Modelo T-BEKK Completo,
Después de la Crisis Alimentaria

Coeficiente	Maíz			Trigo			Soya		
	CBOT	MATIF	DCE	CBOT	LIFFE	ZCE	CBOT	DCE	TGE
	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=3)
ci1	0.605 (0.406)	1.121 (0.345)	-0.278 (0.080)	1.325 (0.608)	0.758 (0.510)	0.057 (0.316)	0.960 (0.412)	0.371 (0.173)	-0.778 (0.500)
ci2		-0.085 (0.347)	0.003 (0.032)		0.030 (0.346)	-0.096 (0.346)		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
ci3			0.000 (0.095)			0.000 (0.742)			0.000 (0.000)
ai1	0.225 (0.144)	0.305 (0.131)	-0.091 (0.052)	0.133 (0.247)	0.037 (0.187)	-0.057 (0.091)	-0.210 (0.134)	-0.011 (0.081)	-0.215 (0.177)
ai2	-0.098 (0.169)	-0.420 (0.160)	0.100 (0.054)	-0.348 (0.217)	-0.055 (0.122)	0.002 (0.113)	0.342 (0.151)	0.331 (0.133)	0.495 (0.169)
ai3	0.130 (0.212)	-0.131 (0.121)	0.748 (0.156)	0.226 (0.289)	-0.081 (0.295)	0.483 (0.134)	-0.147 (0.081)	-0.157 (0.090)	0.443 (0.135)
bi1	0.791 (0.044)	-0.146 (0.050)	-0.086 (0.020)	0.703 (0.251)	-0.165 (0.135)	-0.018 (0.127)	0.796 (0.213)	-0.099 (0.092)	0.450 (0.159)
bi2	0.180 (0.098)	0.924 (0.104)	0.166 (0.030)	0.093 (0.227)	1.038 (0.124)	-0.005 (0.017)	-0.229 (0.113)	0.846 (0.113)	-0.231 (0.234)
bi3	0.528 (0.240)	0.455 (0.202)	0.517 (0.107)	0.132 (0.227)	0.197 (0.179)	0.906 (0.119)	0.105 (0.085)	0.101 (0.033)	0.761 (0.092)
Prueba conjunta de Wald para los coeficientes de las correlacionse cruzadas (Ho: $a_{ij}=b_{ij}=0$, i distinto de j)									
Chi-sq			341.03			39.22			110.37
p-valor			0.000			0.000			0.000
Prueba para los residuales estandarizados (Ho: no hay autocorrelación)									
LB(6)	4.150	2.792	4.148	3.050	7.081	4.655	7.079	15.238	4.435
p-valor	0.656	0.835	0.657	0.803	0.314	0.589	0.314	0.019	0.618
LB(12)	14.804	5.819	7.172	7.800	17.658	12.630	9.456	19.936	6.059
p-valor	0.252	0.925	0.846	0.801	0.127	0.397	0.664	0.068	0.913
Log verosimilitud			-1,254.9			-289.0			-73.9
# observaciones			232			147			198

Nota: CBOT=Chicago; MATIF=Francia-París; DCE=China-Dalian; LIFFE=Reino Unido-Londres;
ZCE=China-Zhengzhou; TGE=Japón-Tokio. Los errores estándar se reportan en paréntesis. LB se
refiere al estadístico Ljung-Box. Después de la crisis corresponde a 06/30/2008-06/30/2009 para maíz,
11/05/2008-06/30/2009 para trigo, y 08/01/2008-06/30/2009 para soya

Apéndice B. Resultados Suplementarios (Sólo para revisión)

Tabla B.1. Resultados de la Estimación del Modelo T-BEKK Diagonal, Excluyendo China

Coeficiente	Maíz		Maíz con TGE			Trigo		Soya	
	CBOT	MATIF	CBOT	MATIF	TGE	CBOT	LIFFE	CBOT	DCE
	(i=1)	(i=2)	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=1)	(i=2)
ci1	0.339	0.042	0.373	0.049	0.142	0.209	0.053	0.187	0.209
	(0.089)	(0.017)	(0.081)	(0.014)	(0.026)	(0.059)	(0.024)	(0.040)	(0.239)
ci2		0.105		0.123	0.038		0.114		0.368
		(0.024)		(0.026)	(0.026)		(0.036)		(0.196)
ci3					0.079				
					(0.126)				
ai1	0.265		0.198			0.167		0.202	
	(0.044)		(0.028)			(0.020)		(0.028)	
ai2		0.216		0.215			0.234		0.255
		(0.022)		(0.028)			(0.028)		(0.112)
ai3					0.124				
					(0.026)				
bi1	0.955		0.966			0.982		0.975	
	(0.014)		(0.010)			(0.000)		(0.000)	
bi2		0.974		0.973			0.970		0.954
		(0.000)		(0.000)			(0.010)		(0.047)
bi3					0.989				
					(0.000)				
Prueba para los residuales estandarizados (Ho: no hay autocorrelación)									
LB(6)	3.522	5.793	1.558	2.776	7.111	15.251	11.545	3.080	1.461
p-valor	0.741	0.447	0.956	0.836	0.311	0.018	0.073	0.799	0.962
LB(12)	6.670	11.567	3.301	7.450	9.238	18.503	17.873	7.002	2.560
p-valor	0.879	0.481	0.993	0.827	0.683	0.101	0.120	0.858	0.998
Log verosimilitud		-4,097.1			-6,140.8		-3,691.6		-5,130.2
# observaciones		1,102			1,115		960		1,227

Nota: CBOT=Chicago; MATIF=Francia-París; DCE=China-Dalian; LIFFE=Reino Unido-Londres; ZCE=China-Zhengzhou; TGE=Japón-Tokio. Los errores estándar se reportan en paréntesis. LB se refiere al estadístico Ljung-Box.

Tabla B.2. Resultados de la Estimación del Modelo T-BEKK Diagonal,
Excluyendo China

Coeficiente	Maíz		Maíz con TGE			Trigo		Soya	
	CBOT	MATIF	CBOT	MATIF	TGE	CBOT	LIFFE	CBOT	DCE
	(i=1)	(i=2)	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=1)	(i=2)
ci1	0.448	-0.033	0.462	0.074	0.221	-0.056	1.249	0.206	0.275
	(0.219)	(0.118)	(0.085)	(0.060)	(0.319)	(0.045)	(0.839)	(0.052)	(0.133)
ci2		-0.081		-0.001	0.002		-1.101		0.309
		(0.094)		(0.021)	(0.013)		(0.666)		(0.144)
ci3					-0.049				
					(0.099)				
ai1	0.257	-0.039	0.108	-0.010	0.212	0.134	0.016	0.198	0.010
	(0.091)	(0.061)	(0.064)	(0.023)	(0.045)	(0.040)	(0.038)	(0.027)	(0.035)
ai2	0.104	0.223	0.072	0.236	0.140	0.131	0.265	0.031	0.259
	(0.046)	(0.032)	(0.105)	(0.044)	(0.074)	(0.082)	(0.071)	(0.019)	(0.066)
ai3			-0.019	0.014	-0.027				
			(0.080)	(0.030)	(0.055)				
bi1	0.936	0.014	0.725	0.000	-0.355	0.994	0.005	0.975	-0.007
	(0.053)	(0.026)	(0.055)	(0.040)	(0.029)	(0.004)	(0.005)	(0.009)	(0.020)
bi2	0.004	0.969	-0.050	0.985	0.144	-0.037	0.953	-0.008	0.955
	(0.019)	(0.013)	(0.049)	(0.012)	(0.048)	(0.017)	(0.019)	(0.010)	(0.027)
bi3			0.385	-0.023	1.098				
			(0.060)	(0.037)	(0.043)				
Prueba conjunta de Wald para los coeficientes de las correlacionse cruzadas (Ho: $a_{ij}=b_{ij}=0$, i distinto de j)									
Chi-sq		(7.465)			(966.741)		(20.235)		2.49
p-valor		(0.113)			0.000		0.000		0.647
Prueba para los residuales estandarizados (Ho: no hay autocorrelación)									
LB(6)	3.671	7.750	2.268	3.644	11.458	10.682	10.982	2.995	1.477
p-valor	0.721	0.257	0.894	0.725	0.075	0.099	0.089	0.809	0.961
LB(12)	6.211	14.642	3.888	9.716	12.818	15.316	16.751	6.706	2.621
p-valor	0.905	0.262	0.985	0.641	0.382	0.225	0.159	0.876	0.998
Log verosimilitud		-4,089.9			-6,124.6		-8,107.4		-5,129.3
# observaciones		1,105			1,115		960		1,227

Nota: CBOT=Chicago; MATIF=Francia-París; DCE=China-Dalian; LIFFE=Reino Unido-Londres;

ZCE=China-Zhengzhou; TGE=Japón-Tokio. Los errores estándar se reportan en paréntesis. LB se

refiere al estadístico Ljung-Box.

Tabla B.3. Resultados de la Estimación del Modelo CCC,
Excluyendo China

Coeficiente	Maíz		Maíz con TGE			Trigo		Soya	
	CBOT	MATIF	CBOT	MATIF	TGE	CBOT	LIFFE	CBOT	DCE
	(i=1)	(i=2)	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=1)	(i=2)
wi	0.655	0.027	0.554	0.024	0.987	0.342	0.046	0.037	0.412
	(0.592)	(0.017)	(0.656)	(0.015)	(0.497)	(0.214)	(0.031)	(0.019)	(0.566)
ai	0.126	0.128	0.111	0.126	0.170	0.100	0.145	0.058	0.086
	(0.061)	(0.050)	(0.078)	(0.049)	(0.059)	(0.028)	(0.048)	(0.011)	(0.065)
bi	0.736	0.872	0.770	0.874	0.590	0.836	0.851	0.932	0.857
	(0.176)	(0.045)	(0.212)	(0.044)	(0.157)	(0.060)	(0.048)	(0.013)	(0.139)
pi1	1.000	0.391	1.000	0.382	0.580	1.000	0.497	1.000	0.409
		(0.031)		(0.031)	(0.029)		(0.025)		(0.030)
pi2		1.000		1.000	0.362		1.000		1.000
					(0.030)				
pi3					1.000				
Prueba para los residuales estandarizados (Ho: no hay autocorrelación)									
LB(6)	3.761	1.707	4.741	1.315	2.589	4.327	7.578	2.546	1.028
p-valor	0.709	0.945	0.577	0.971	0.858	0.632	0.271	0.863	0.985
LB(12)	4.613	7.037	6.037	5.454	3.950	10.179	15.556	5.738	1.569
p-valor	0.970	0.855	0.914	0.941	0.984	0.600	0.212	0.929	1.000
Log verosimilitud	-4,193.8		-6278.400			-3735.1		-5,188.9	
# observaciones	1,105		1115.000			960		1,227	

Nota: CBOT=Chicago; MATIF=Francia-París; DCE=China-Dalian; LIFFE=Reino Unido-Londres;
ZCE=China-Zhengzhou;TGE=Japón-Tokio. Los errores estándar se reportan en paréntesis. LB se
refiere al estadístico Ljung-Box.

Tabla B.4. Resultados de la Estimación del Modelo DCC,
Excluyendo China

Coeficiente	Maíz		Maíz con TGE			Trigo		Soya	
	CBOT	MATIF	CBOT	MATIF	TGE	CBOT	LIFFE	CBOT	DCE
	(i=1)	(i=2)	(i=1)	(i=2)	(i=3)	(i=1)	(i=2)	(i=1)	(i=2)
wi	0.655 (0.590)	0.027 (0.017)	0.554 (0.655)	0.024 (0.015)	0.987 (0.492)	0.342 (0.213)	0.046 (0.031)	0.037 (0.019)	0.412 (0.565)
ai	0.126 (0.061)	0.128 (0.050)	0.111 (0.078)	0.126 (0.049)	0.170 (0.059)	0.100 (0.028)	0.145 (0.047)	0.058 (0.011)	0.086 (0.065)
bi	0.736 (0.176)	0.872 (0.045)	0.770 (0.213)	0.874 (0.044)	0.590 (0.157)	0.836 (0.060)	0.851 (0.047)	0.932 (0.013)	0.857 (0.139)
a		0.041 (0.031)			0.011 (0.014)		0.010 (0.005)		0.000 (0.054)
b		0.914 (0.091)			0.971 (0.056)		0.986 (0.007)		0.000 (3.560)
Prueba para los residuales estandarizados (H0: no hay autocorrelación)									
LB(6)	3.126	2.250	4.327	1.266	2.582	4.324	6.582	2.537	1.028
p-valor	0.793	0.895	0.632	0.973	0.859	0.633	0.361	0.864	0.985
LB(12)	3.952	7.678	5.704	5.365	3.906	8.961	14.449	5.738	1.569
p-valor	0.984	0.810	0.930	0.945	0.985	0.706	0.273	0.929	1.000
Log verosimilitud		-4,180.0			-6,270.5		-3,723.9		-5,188.9
# observaciones		1,105			1,115		960		1,227

Nota: CBOT=Chicago; MATIF=Francia-París; DCE=China-Dalian; LIFFE=Reino Unido-Londres;
ZCE=China-Zhengzhou; TGE=Japón-Tokio. Los errores estándar se reportan en paréntesis. LB se
refiere al estadístico Ljung-Box.

Tabla B.5. Fechas Estimadas de los Cambios Estructurales

Maíz		Trigo		Soya	
Mercado	Fecha del Cambio	Mercado	Fecha del Cambio	Mercado	Fecha del Cambio
CBOT	06/27/2008 (última)	CBOT	02/22/2008	CBOT	02/27/2008 (primera)
MATIF	06/05/2008	LIFFE	06/25/2007 (primera)	DCE	07/31/2008 (última)
DCE	02/27/2008 (primera)	ZCE	11/04/2008 (última)	TGE	07/16/2008

Nota: CBOT=Chicago; MATIF=Francia-París; DCE=China-Dalian; LIFFE=Reino Unido-Londres;
ZCE=China-Zhengzhou; TGE=Japón-Tokio. La fecha estimada del cambio se basa en la prueba de
cambio estructural de Lavielle y Moulines (2000)

Figura 1: Correlaciones Condicionales Dinámicas, Excluyendo China (Modelo DCC)