

**TRANSMISIÓN  
DE INFORMACIÓN  
Y VOLATILIDAD  
ENTRE EL MERCADO  
DE FUTUROS SOBRE  
EL ÍNDICE IBEX 35 Y  
EL MERCADO AL  
CONTADO**

Roberto Blanco

# TRANSMISIÓN DE INFORMACIÓN Y VOLATILIDAD ENTRE EL MERCADO DE FUTUROS SOBRE EL ÍNDICE IBEX 35 Y EL MERCADO AL CONTADO

Roberto Blanco (\*)

(\*) Agradezco los comentarios y sugerencias de J. Ayuso, A. Novales, S. Núñez, F. Restoy y G. Rubio, y de los asistentes a los seminarios en el Servicio de Estudios del Banco de España y en la Universidad Carlos III de Madrid.

El Banco de España, al publicar esta serie, pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

El Banco de España difunde algunos de sus informes más importantes a través de las redes INTERNET e INFOVÍA.

Las direcciones del servidor de información WWW en estas redes son:  
<http://www.bde.es> y <http://www.bde.inf>, respectivamente.

ISSN: 0213-2710

ISBN: 84-7793-627-7

Depósito legal: M. 30117-1998

Imprenta del Banco de España

## **RESUMEN**

En este trabajo se estudian las relaciones dinámicas entre el mercado de futuros sobre el índice Ibex 35 y el mercado al contado. En concreto, las variables que se estudian son: la media y varianza de los precios y el volumen de negociación. La evidencia que se documenta es favorable a la existencia de relaciones causales bidireccionales. La metodología utilizada para especificar el modelo de la media de los precios se diferencia de la mayoría de los trabajos de la literatura en dos elementos; estos son: la utilización del punto medio de la horquilla de precios en lugar del precio de transacción y la introducción del "cost of carry" en la ecuación de cointegración entre los precios de los dos mercados. Ambas innovaciones tienen efectos muy importantes sobre los resultados. En particular, se encuentra una mayor importancia de los flujos de transmisión de información desde el contado hacia el futuro.



## **1.- Introducción**

Los mercados internacionales de futuros sobre índices bursátiles han experimentado una gran expansión desde su aparición en la década de los ochenta y, en muchos casos, su volumen de negociación ha superado al que se registra en los mercados al contado. La importancia que han adquirido aquellos mercados lleva a preguntarnos sobre cuál es la función que desempeñan y cuál es su interacción dinámica con los mercados bursátiles.

En ausencia de costes de transacción, la teoría nos dice que se debe verificar una relación de no arbitraje en la que el precio del futuro se iguala con el del contado, una vez que se corrige por los costes de financiación de esta posición (el denominado "cost of carry"). En este contexto, los precios en ambos mercados reaccionarán simultáneamente a la llegada de nueva información, de forma que ninguno de los dos ejercerá una función de liderazgo en la formación de precios. Por otra parte, el hecho de que exista aquella relación de no arbitraje significa que los futuros son unos instrumentos redundantes, por lo que, bajo el supuesto de inexistencia de costes de transacción, resulta difícil explicar cuál es la función que desempeñan dichos instrumentos.

En cambio, con costes de transacción los precios en ambos mercados pueden fluctuar independientemente dentro de un rango sin que existan oportunidades de arbitraje. En estas condiciones, es posible que uno de los dos mercados incorpore la información en los precios más rápidamente que el otro. En efecto, si los agentes prefieren operar en uno de los dos mercados, será en dicho mercado donde los precios se muevan primero cuando aparezca alguna noticia. En cambio, los precios del otro mercado podrían permanecer inalterados mientras los costes de transacción impidan el arbitraje, aunque terminarán moviéndose cuando la variación de los precios del primer mercado sea lo suficientemente elevada como para contrarrestar aquellos costes. En este contexto, la existencia del primer mercado puede tener un impacto positivo sobre el segundo en la medida que este será receptor de la información que le transmite el primero.

A menudo se argumenta que una de las funciones del mercado de futuros es, precisamente, la de mejorar el proceso de incorporación de la información a los precios ("price discovery"). Esta tesis se apoya en el hecho de que en el mercado de futuros los costes de transacción son menores, debido, entre otros factores,

a la concentración de la negociación de una cesta de valores en un solo activo y a que se trata de un instrumento que incorpora un elevado grado de apalancamiento. Más formalmente, Subrahmanyam (1991) mostró, en un modelo teórico en el contexto de Kyle (1985) y de Admati y Pfleiderer (1988), que los agentes que negocian por motivos de liquidez minimizan sus costes de selección adversa si operan en el mercado de futuros. La preferencia de los agentes por dicho mercado llevaría a que fuera este el que liderase la formación de precios.

Sin embargo, también se han propuesto otros argumentos teóricos que motivan un posible liderazgo del mercado al contado en la formación de precios. Así, por ejemplo, Subrahmanyam (1991) y Chan (1992) advirtieron que los agentes que negocian por motivos de información específica sobre algún valor pueden preferir operar en el mercado al contado. En efecto, las estrategias en el mercado de futuros se caracterizan por la menor flexibilidad, en el sentido de que los participantes están restringidos a tomar posiciones del mismo signo (comprador o vendedor) en todos los valores que componen el índice y con unas ponderaciones fijas<sup>(1)</sup>.

Asimismo, en la sección 3 se muestra que, introduciendo costes de transacción, el mercado al contado puede ser preferido por los agentes informados para explotar la llegada de información específica, aunque los costes de transacción en dicho mercado sean superiores a los que prevalecen en el mercado de futuros. En concreto, aproximando los costes de transacción por la horquilla media de precios comprador-vendedor, se encuentra que para todos los valores que componen el índice Ibex 35 existe un abanico de variaciones esperadas de precios para los que siempre resultará preferible operar en el mercado al contado.

Así pues, dado que la teoría no proporciona una respuesta exenta de ambigüedad sobre la dirección que toman las transmisiones de información entre los dos mercados, la relevancia de dichos fenómenos solo se puede estudiar empíricamente.

---

<sup>(1)</sup> Más formalmente, Chan (1992) observa que, en ausencia de costes de transacción, y suponiendo que se puede predecir la variación de precios, los beneficios de una operación en el contado serán superiores o iguales a los del futuro, ya que:  $\sum \omega_i |\Delta s_i| >= \sum \omega_i \Delta s_i$ , donde  $\omega_i$  es la ponderación del valor  $i$ , y  $\Delta s_i$  es la variación del precio del mismo valor. La parte izquierda es el beneficio en el mercado de contado, y la derecha es el beneficio en el mercado de futuros.

El estudio empírico de las relaciones dinámicas de la media de los precios entre el mercado de futuros y el de contado ha recibido, durante la última década, una gran atención en la literatura. La conclusión general de estos trabajos es que la información se transmite principalmente en la dirección futuro-contado. Este resultado minimiza el papel del mercado bursátil en el proceso de formación de precios y enfatiza la función del mercado de futuros como transmisor de información. Sin embargo, la metodología utilizada en los trabajos empíricos presenta algunos puntos débiles que plantean dudas sobre la validez de los resultados. La importancia de estos resultados para el conocimiento del proceso de formación de precios y de la transmisión de información en los mercados financieros justifica que la investigación en este tema se centre en la búsqueda de metodologías que intenten corregir las deficiencias detectadas.

Uno de los problemas a los que se enfrentan estos trabajos tiene su origen en la existencia de negociación infrecuente en algunos de los valores que componen el índice bursátil objeto de estudio. Esta circunstancia provoca que las cotizaciones del índice incorporen la nueva información con un cierto retraso, por lo que aparecerá un sesgo en los resultados a favor del liderazgo del mercado de futuros. En la literatura se han propuesto algunas metodologías que intentan corregir este problema, como, por ejemplo, el filtrado de los rendimientos mediante un proceso ARMA. Pero, tal como argumenta Chan (1992), al ser fijos los coeficientes del filtro, esta metodología no puede controlar adecuadamente el problema de la negociación infrecuente si, como es previsible que ocurra, los efectos causados por este problema son variables en el tiempo.

Chan et al. (1993), en un trabajo que estudia la relación dinámica entre las primas de las opciones y los precios al contado de sus activos subyacentes, utilizan el punto medio de los precios comprador y vendedor en lugar del precio de transacción, con el fin de controlar el problema de la negociación infrecuente, basándose en la mayor frecuencia con la que aquellas cotizaciones se modifican en comparación con lo que ocurre con los precios de transacción. Encontraron que con esta metodología se modificaba el sentido de la causalidad que documentaron Stephan y Whaley (1990). Sin embargo, a pesar de este resultado, en ningún trabajo posterior se ha aplicado dicha metodología para el estudio de las relaciones entre los futuros y sus índices subyacentes.

Otra limitación metodológica de la mayoría de los trabajos empíricos es que

los modelos se especifican en primeras diferencias, lo cual no es apropiado si los precios en ambos mercados están cointegrados. En efecto, tal como mostraron Engle y Granger (1987), en esas circunstancias la especificación correcta de la dinámica entre los dos precios debe incluir como término adicional el error de la ecuación de cointegración. En los trabajos más recientes se utiliza la teoría de la cointegración, pero se ignora uno de los elementos que, según la teoría, intervienen en la relación de los precios en ambos mercados: el "cost of carry". En este sentido, la incorporación de dicho elemento al análisis estadístico de las series parece que podría enriquecer el estudio de la dinámica de los precios.

El objetivo de este trabajo es el análisis empírico de las relaciones dinámicas entre el mercado de futuros sobre el índice Ibex 35 y el mercado bursátil español. Las variables objeto de estudio son: la media y la varianza de los precios y el volumen de negociación. La aportación de este trabajo reside, en primer lugar, en la introducción simultánea de varias innovaciones en cuanto a la definición de las variables en el modelo de la media de los precios. Aunque algunas de estas nuevas definiciones fueron propuestas anteriormente, la novedad de este trabajo es que se consideran todas simultáneamente, y se comparan con los resultados que se derivan de la metodología tradicional. Las principales innovaciones son la utilización del punto medio de la horquilla de precios comprador-vendedor<sup>(2)</sup> en lugar de los precios de transacción, y la corrección del índice bursátil por el "cost of carry"<sup>(3)</sup>.

Otra de las aportaciones del trabajo es la extensión del análisis a otras variables (volúmenes y volatilidades), mucho menos estudiadas que la media de los rendimientos en la literatura sobre las relaciones temporales entre el mercado de futuros y el mercado al contado. La extensión del análisis a estas dos variables creemos que contribuye a completar el conocimiento de los mecanismos de transmisión de información entre los mercados, ya que la llegada de nueva información también se puede reflejar en dichas variables.

---

<sup>(2)</sup> Esta metodología solo ha sido utilizada anteriormente, hasta lo que conozco, por Chan et al. (1993), pero aplicada para la relación de causalidad entre el precio de las opciones y el precio del activo subyacente.

<sup>(3)</sup> Este trabajo se limita a estudiar la existencia de relaciones causales lineales. Otra aportación interesante sería la extensión del análisis a las relaciones no lineales.

Los resultados del trabajo son favorables a la existencia de relaciones de causalidad bidireccionales tanto en lo que se refiere a la media de los precios como a su volatilidad y a los volúmenes. No obstante, en los tres casos se detecta una asimetría en aquellas relaciones, en el sentido de que se observa una mayor importancia de estas en la dirección futuro-contado. Asimismo, se encuentra que las innovaciones introducidas en la definición de las variables en la modelización de la media de los precios tienden a reducir aquella asimetría. Esta evidencia sugiere que el papel de liderazgo del mercado de futuros que se deduce de los resultados de la literatura puede estar parcialmente sesgado.

Este documento está estructurado de la siguiente forma. En la sección 2 se hace una revisión de la literatura; en la 3 se estudia bajo qué condiciones resulta preferible operar en cada uno de los mercados estudiados (futuro o contado); en la 4 se describe la base de datos utilizada y se definen las variables objeto de análisis; posteriormente, en la sección 5, se presenta la metodología y se ofrecen los resultados empíricos, y, finalmente, en la sección 6 se sintetizan las principales conclusiones.

## 2.- Revisión de la literatura

Como se ha comentado anteriormente, existe una amplia literatura sobre el estudio de las relaciones dinámicas entre los mercados de derivados y los de contado. No obstante, los trabajos se concentran en el análisis de causalidad de los primeros momentos de los precios aplicado al mercado de futuros sobre índices, habiendo sido muy poco estudiados otros contratos de derivados u otras variables relevantes del proceso de negociación, como el volumen o la volatilidad de los precios.

En la mayoría de los trabajos se utilizan datos intradía, siendo lo más habitual la consideración de intervalos de cinco minutos. La utilización de este tipo de datos es, sin duda, la más adecuada para contrastar relaciones que son de naturaleza de muy corto plazo. Además, en muchas ocasiones, el caso español es un ejemplo, el mercado de futuros y el de contado no cierran a la misma hora, por lo que los datos de cierre de los dos mercados no son simultáneos.

En cuanto a los trabajos que estudian las relaciones temporales de las medias de los precios, la metodología más habitual es la aplicación del concepto de

causalidad de Granger (1969). Para ello se han utilizado dos tipos de contrastes, propuestos, respectivamente, por Granger (1969) y por Sims (1972). El primero consiste en regresar los rendimientos de cada uno de los mercados sobre los rendimientos retardados de los dos. Se concluye que los precios del mercado m causan en el sentido de Granger a los del mercado n cuando los coeficientes de los rendimientos del mercado m son conjuntamente significativos en la ecuación de n. Esta metodología fue aplicada, entre otros, por Kawaller et al. (1987).

El segundo contraste consiste en regresar el rendimiento de uno de los dos mercados sobre los rendimientos retardados y adelantados del otro. Si los coeficientes del primer grupo de variables son significativos, entonces se acepta la hipótesis de causalidad desde el mercado para el cual se calcularon los rendimientos retardados hacia el otro. Igualmente, si son significativos los coeficientes del segundo grupo de variables, se acepta la hipótesis de causalidad en el sentido contrario. Esta segunda metodología ha sido la más habitualmente utilizada en la literatura. Los trabajos de Stoll y Whaley (1990), Stephan y Whaley (1990), Chan (1992) constituyen algunos ejemplos. Los resultados de todos estos trabajos son favorables a una causalidad desde el futuro hacia el contado.

Posteriormente, han aparecido otros trabajos en los que se aplica la teoría de la cointegración. Según mostraron Engle y Granger (1987), si dos series están cointegradas la modelización VAR para las primeras diferencias de las series es una especificación incorrecta, ya que ignora los ajustes a corto plazo para alcanzar el equilibrio en el largo plazo. En presencia de cointegración la especificación correcta sería un modelo VAR con corrección de error, que incluye como regresor, además de los retardos en primeras diferencias de las dos series, el error de la ecuación de cointegración entre las dos series retardado un período. Así pues, para especificar correctamente el modelo se debería realizar previamente un análisis de cointegración entre las dos series de precios y, en caso de aceptarse, circunstancia que se encuentra en casi todos los trabajos, se debería especificar un modelo VAR con corrección de error. La hipótesis nula de ausencia de causalidad de un mercado hacia el otro se rechaza no solo cuando los coeficientes de los retardos de los rendimientos del otro mercado son significativamente diferentes de cero, sino también cuando el coeficiente del término de error es estadísticamente significativo.

Entre los trabajos en los que se aplica la teoría de la cointegración se

encuentran, por ejemplo, los de Lashgari y Wahab (1993), Martikainen y Puttonen (1994) y Puttonen (1993). Los resultados de estos trabajos son similares a los que se documentan con la metodología tradicional; es decir, se encuentra que la capacidad predictiva de los precios del futuro sobre los del contado es muy superior a la que se observa en la otra dirección.

Más recientemente, Dwyer et al. (1996) introdujeron dos innovaciones interesantes. La primera consiste en deducir a los logaritmos de las dos series de precios su media diaria, con el fin de eliminar el "cost of carry" que lleva asociado el precio del futuro. La diferencia entre estas dos nuevas series mide la desviación de la base sobre su media diaria. En segundo lugar, propusieron un modelo no lineal para estudiar las relaciones de causalidad entre los dos mercados. Concretamente, definieron tres escenarios paramétricos diferentes en función de que el término de error retardado en un número de períodos a determinar estuviera comprendido en tres zonas definidas a partir de dos valores críticos. Dichos valores críticos y el número de retardos se estiman conjuntamente con los coeficientes del modelo.

En cuanto a la evidencia en el mercado español, los trabajos disponibles han encontrado resultados parecidos a los que se documentan en otros mercados. Entre los trabajos que han estudiado la relación dinámica entre el Ibex 35 y el futuro se encuentran los siguientes: Caballero y Novales (1995), Lafuente (1995), Climent y Pardo (1996) y Muñoz et al. (1997).

Uno de los principales problemas al que se enfrentan todos los trabajos de la literatura es el de la contratación infrecuente de los valores que componen el índice bursátil. Este problema aparece cuando el índice bursátil se calcula a partir del precio de la última transacción, circunstancia que ocurre en la mayoría de los mercados, y cuando algunos de los valores que componen dicho índice se negocian con una frecuencia menor al futuro. Bajo estas dos condiciones, la cotización del índice reflejará la nueva información con un cierto retraso y, en consecuencia, los resultados mostrarán un sesgo en favor de una causalidad desde el futuro hacia el contado.

En la literatura se han propuesto algunas metodologías para controlar este problema. Stoll y Whaley (1990) propusieron filtrar previamente los rendimientos del índice mediante una modelización ARMA y tomar las innovaciones de este

modelo en lugar de los rendimientos para realizar los contrastes. Este enfoque se ha seguido posteriormente en otros trabajos, pero, tal como argumenta Chan (1992), si los efectos de la negociación infrecuente son variables en el tiempo, estos no se pueden controlar adecuadamente mediante la utilización de un filtro cuyos coeficientes son constantes. En este último trabajo se propuso controlar aquellos efectos mediante la utilización de los rendimientos individuales de algunos de los valores con mayor frecuencia de negociación, en lugar del propio índice. Los resultados de este último análisis eran cualitativamente iguales a los que se obtenían al utilizar el índice. Finalmente, Chan et al. (1993), basándose en la mayor frecuencia en sus cambios, utilizaron el punto medio de la horquilla de precios comprador-vendedor en lugar del precio de transacción, y encontraron que con esta metodología se modificaba el sentido de causalidad encontrado previamente por Stephan y Whaley (1990) para la relación temporal entre los precios de opciones sobre valores individuales y los precios al contado de dichos valores.

En cuanto a los trabajos que estudian las relaciones temporales de las volatilidades, la metodología que más se ha utilizado consiste en la estimación de un modelo VAR, donde la volatilidad se aproxima mediante diferentes variables. Así, por ejemplo, en Cheung et al. (1991) esta se mide como el cuadrado de las innovaciones en los rendimientos, mientras que en Kawaller et al. (1990) se mide como la varianza incondicional de los rendimientos. En Lafuente (1995) se define una medida de volatilidad diaria a partir de la desviación típica de las variaciones de precios cada cinco minutos durante cada sesión. En otros trabajos, como en Abhyankar (1995), la volatilidad se aproxima como la varianza condicional estimada a partir de modelos de la familia GARCH. Finalmente, Chan et al. (1991) estudiaron las relaciones temporales de la volatilidad en el marco de un modelo GARCH bivariante de forma conjunta con el estudio de las relaciones temporales en la media de los precios.

El resultado de los trabajos que estudian las relaciones temporales de la volatilidad es poco concluyente. Así, en la mayoría de los trabajos no se obtiene una relación estable entre las volatilidades de los dos mercados. En cambio, Chan et al. (1991) encontraron una interdependencia de las volatilidades que parecía ser más intensa que la encontrada con las medias de los precios. Igualmente, en Lafuente (1995) se encuentra una causalidad bidireccional.

### **3.- Preferencias de operar en los mercados en presencia de costes de transacción**

#### **3.1.- Factores que influyen sobre el mercado preferido para explotar la información**

En esta sección se discute bajo qué condiciones los agentes informados preferirán explotar en uno u otro mercado (contado o futuro) la ventaja que la información les proporciona. Para ello, se supone que dichos agentes reciben una información privada que afecta al valor esperado de un activo o de un grupo de los activos que forman parte de un índice que sirve de subyacente para un contrato de futuros. Además, se supone que dichos agentes hacen frente a unos costes de transacción cada vez que realizan una operación de compra o de venta, y que el importe de dichos costes depende del valor con el que operan y del importe de la operación. Concretamente, se supone que dichos costes son, en términos relativos, crecientes con el tamaño de la operación<sup>(4)</sup>, y que están inferiormente acotados en un nivel no nulo<sup>(5)</sup>.

Finalmente, se supone que la nueva información no modifica el valor esperado del "cost of carry". En consecuencia, la variación esperada del futuro coincidirá con la variación esperada del índice.

La elección del mercado en el que operarán los agentes informados dependerá de los beneficios que puedan obtener por explotar en cada uno de ellos la información de que disponen. Evidentemente, si los agentes no obtienen beneficios de esta actividad, no explotarán la información en ninguno de los dos mercados. En efecto, nótese que la introducción de costes de transacción no garantiza unos beneficios positivos por la realización de este tipo de operaciones. Si los beneficios solamente son positivos en uno de los dos mercados, es evidente que los agentes informados eligirán este mercado a la hora de explotar la información. En cambio, si los beneficios son positivos en ambos mercados, resulta más complicado conocer cuál será el mercado elegido. En principio, lo óptimo sería que los agentes operasen simultáneamente en ambos. Si existe algún tipo de

---

<sup>(4)</sup> En Blanco (1997) se demuestra que una parte de estos costes (los de inmediatez) son crecientes con el tamaño de la operación.

<sup>(5)</sup> En Blanco (1997) se prueba que los costes de inmediatez están inferiormente acotados en un cierto nivel, y que dicho nivel es válido para operaciones inferiores a un cierto tamaño.

restricción que imposibilita operar simultáneamente en ambos mercados, es razonable asumir que el mercado elegido en primer lugar será aquel donde los beneficios sean superiores.

A continuación se presentan algunas condiciones necesarias y suficientes que garantizan que solamente es rentable explotar la información en uno de los dos mercados. Más adelante se introducen otras condiciones suficientes que aseguran que el beneficio por operar en uno de los mercados es superior al que se obtiene en el otro mercado. En ambos casos se distingue según la información sea general o específica. Por información general se entiende que se conoce el impacto sobre el valor esperado del índice, pero no sobre su descomposición por valores. En cambio, se dice que la información es específica cuando afecta solamente a uno de los valores.

### 3.1.1.-      **Condiciones necesarias y suficientes para que solamente sea rentable explotar la información en uno de los dos mercados**

#### A) Caso 1: Información general

Puesto que no se conoce el impacto de la información sobre cada uno de los valores del índice, la explotación de la información en el mercado al contado requiere realizar operaciones en las mismas ponderaciones del índice, ya que, en otro caso, el beneficio de la estrategia sería incierto. Las operaciones tanto en el contado como con el futuro serán de compra, en el caso de que la noticia afecte positivamente al índice, y de venta, en el caso de que afecte negativamente.

Los beneficios esperados por operar en el mercado de futuros vendrán dados por:

$$B_f = F[|x| - t_f(F)] \quad [1]$$

donde  $|x|$  es el valor absoluto del cambio porcentual en el valor esperado del futuro (o del índice),  $F$  es el tamaño de la operación y  $t_f(F)$  son los costes de transacción unitarios asociados a una operación de tamaño  $F$  en el mercado de futuros.

Los beneficios esperados por operar en el mercado al contado serán:

$$B_c = C[|x| - \sum_{i=1}^N \omega_i t_i(\omega_i C)] \quad [2]$$

donde  $\omega_i$  es la ponderación del valor  $i$  en el índice,  $N$  es el número de valores que forman parte del índice,  $C$  es el tamaño de la operación y  $t_i(\omega_i C)$  son los costes de transacción unitarios asociados a una operación en el mercado al contado con el valor  $i$  y por importe  $\omega_i C$ . Obsérvese que  $\sum_i^N \omega_i t_i(\omega_i C)$  son los costes de transacción unitarios asociados a una operación de tamaño  $C$  en el mercado al contado que replica el índice.

- **Proposición 1:** Una condición necesaria y suficiente para que solamente sea rentable operar con el futuro es que:

$$t_f^{\min} < |x| < \sum_{i=1}^N \omega_i t_i^{\min} \quad [3]$$

donde  $t_i^{\min}$  y  $t_f^{\min}$  son, respectivamente, los costes de transacción unitarios mínimos asociados a una operación con el valor  $i$  y con el futuro.

- **Demostración:** Si se verifica la parte derecha de la desigualdad, los beneficios por operar en el mercado al contado serán siempre negativos, ya que la función de costes es creciente con el tamaño. Por el contrario, si se verifica la parte izquierda de la desigualdad, los beneficios por operar en el mercado de futuros, al menos para tamaños pequeños, serán estrictamente positivos.

Obsérvese que la condición [3] implica que una condición necesaria para que sea rentable explotar la información en el mercado de futuros y no en el mercado al contado es que los costes de transacción mínimos asociados a las operaciones con el futuro sean inferiores a los del contado.

- **Proposición 2:** Una condición necesaria y suficiente para que solamente sea rentable operar en el mercado al contado es que:

$$\sum_{i=1}^N \omega_i t_i^{\min} < |x| < t_f^{\min} \quad [4]$$

Esta proposición se demuestra de forma equivalente a la proposición 1.

## B) Caso 2: Información específica

Si solamente se modifica el valor esperado de uno de los activos (el  $j$ , por ejemplo) en un porcentaje  $x$ , la explotación de dicha información en el contado solamente requiere operar con dicho activo. En estas condiciones, la variación del valor esperado del futuro (y del índice) será  $\omega_j x$ , y los beneficios esperados por operar en mercado de futuros serán:

$$B_f = F(\omega_j | x | - t_f(F)) \quad [5]$$

Mientras que los beneficios por operar en el mercado al contado serán:

$$B_c = C(|x| - t_j(C)) \quad [6]$$

- **Proposición 3:** Una condición necesaria y suficiente para que solamente sea rentable operar con el futuro es que:

$$\frac{t_f^{\min}}{\omega_j} < |x| < t_j^{\min} \quad [7]$$

- **Demostración:** En efecto, si se cumple la primera desigualdad se asegura que existirá un beneficio positivo, al menos para operaciones de tamaño pequeño, si se opera en el mercado de futuros, mientras que la segunda desigualdad implica que no se puede obtener un beneficio positivo si se opera en el contado.

- **Proposición 4:** Una condición suficiente para que solamente sea rentable operar en el contado es que:

$$t_j^{\min} < |x| < \frac{t_f^{\min}}{\omega_j} \quad [8]$$

Esta proposición se demuestra de forma equivalente a la proposición 3.

Nótese que para que se cumpla la condición [8] no es necesario que se verifique  $t_j^{\min} < t_f^{\min}$ . Es decir, que si llega al mercado información específica puede ser más rentable explotarla en el mercado al contado, aunque los costes de

transacción en dicho mercado sean superiores.

**3.1.2.- Condiciones suficientes para que sea más rentable explotar la información en uno de los dos mercados**

Las condiciones que se presentan a continuación son útiles para conocer qué mercado cabría esperar que reaccionara primeramente a la llegada de información en aquellas circunstancias en las que se verifica que los beneficios son positivos en ambos mercados. Por tanto, se supondrá que esta última condición se verifica en todos los casos.

**A) Caso 1: Información general**

- **Proposición 5:** Una condición suficiente para que los beneficios máximos esperados por operar con el futuro sean superiores a los que se obtienen por operar en el mercado al contado es la siguiente:

$$t_f(C^*) < \sum_{i=1}^N \omega_i t_i(\omega_i C^*) \quad [9]$$

donde  $C^*$  es el tamaño que maximiza los beneficios esperados en el mercado al contado.

- **Demostración:** Para demostrar que la expresión [9] es una condición suficiente, basta con observar que los beneficios por operar con el futuro, por el hecho de ser máximos, serán superiores o iguales a los beneficios asociados a cualquier tamaño y, en particular, al tamaño  $C^*$ . Es decir, se deberá verificar que:

$$\begin{aligned} B_f^* - B_c^* &\geq C^*([|x| - t_f(C^*)] - [|x| - \sum_{i=1}^N \omega_i t_i(\omega_i C^*)]) = \\ &C^* [\sum_{i=1}^N \omega_i t_i(\omega_i C^*) - t_f(C^*)] \end{aligned} \quad [10]$$

donde  $B_f^*$  y  $B_c^*$  son, respectivamente, los beneficios máximos que se obtienen al

explotar la información en el mercado de futuros y en el mercado al contado<sup>(6)</sup>.

Obsérvese que la condición [9] se cumplirá si los costes de transacción del futuro son inferiores a los del contado para cualquier tamaño de operación.

- **Proposición 6:** Una condición suficiente para que los beneficios máximos esperados por operar al contado sean superiores a los que se obtienen por operar en el mercado de futuros es la siguiente:

$$t_f(F^*) > \sum_{i=1}^N \omega_i t_i(\omega_i F^*) \quad [11]$$

donde  $F^*$  es el tamaño que maximiza los beneficios esperados en el mercado de futuros.

Esta proposición se demuestra de forma equivalente a la proposición 5.

#### B) Caso 2: Información específica

- **Proposición 7:** Una condición suficiente para que los beneficios máximos esperados por operar con el futuro sean superiores a los que se obtienen por operar en el mercado al contado es la siguiente:

$$t_f(C^*) < |x|(\omega_j - 1) + t_f(C^*) \quad [12]$$

- **Demostración:** Para demostrar que la expresión [12] es una condición suficiente, basta con observar que los beneficios por operar con el futuro, por el hecho de ser máximos, serán superiores o iguales a los beneficios asociados a cualquier tamaño y, en particular, al tamaño  $C^*$ . Es decir, se deberá verificar que:

$$\begin{aligned} B_f^* - B_c^* &\geq C^*[(\omega_j |x| - t_f(C^*)) - (|x| - t_f(C^*))] = \\ &C^* [|x|(\omega_j - 1) + t_f(C^*) - t_f(C^*)] \end{aligned} \quad [13]$$

---

<sup>(6)</sup> Obsérvese que la introducción de costes de transacción unitarios crecientes permite explicar cuál es el tamaño óptimo de las operaciones en los mercados por parte de los agentes informados. En otro caso, el tamaño de la operación no estaría definido.

- **Proposición 8:** Una condición suficiente para que los beneficios máximos esperados por operar al contado sean superiores a los que se obtienen por operar en el mercado de futuros es la siguiente:

$$t_f(F^*) < |x|(1-\omega) + t_f(F^*) \quad [14]$$

Esta proposición se demuestra de forma equivalente a la proposición 7.

Nótese que para que se cumpla la condición [14] no es necesario que los costes de transacción del contado sean inferiores a los del futuro.

### 3.2.- Relevancia empírica de las proposiciones anteriores

Con la información disponible en este trabajo se puede estudiar el grado de cumplimiento de algunas de las proposiciones anteriores. Concretamente, se pueden estudiar las proposiciones 1 a 4, ya que estas incluyen información que se puede aproximar fácilmente a partir de la información disponible. En cambio, el resto de las proposiciones parecen más complicadas de estudiar, ya que se requiere información sobre las funciones de costes de transacción, la cual no está disponible.

En el cuadro 1 se detalla para qué variaciones esperadas de precios es rentable explotar la llegada de información en cada uno de los mercados, distinguiendo entre información general e información específica sobre cada uno de los valores. Estos porcentajes se han calculado aplicando las proposiciones 1 a 4. Concretamente, se ha utilizado información intradia correspondiente al periodo 1/7/95 al 27/10/95<sup>(7)</sup>, y los costes de transacción mínimos se han

---

<sup>(7)</sup> Obsérvese que, dada la periodicidad semestral de las revisiones en la composición del índice, en este análisis no se ha utilizado todo el periodo muestral disponible, que incluye, tal como se comenta en la sección 4, el periodo 11/1/95 al 27/10/95.

aproximado por las horquillas comprador-vendedor<sup>(8)</sup>. Por su parte, las ponderaciones de los 35 valores se han tomado de la situación existente al final de la sesión del 31/8/95.

De los resultados del cuadro 1 se deduce que para las variaciones porcentuales esperadas comprendidas en valor absoluto entre el 0,05% y el 0,26% la información general solo será rentable explotarla en el mercado de futuros. Para variaciones superiores al 0,26% en ambos mercados se obtendrá un beneficio positivo, si bien, en la medida de que los costes de transacción del mercado de futuros se mantengan por debajo de los del contado, lo que ocurre con toda probabilidad, será más rentable explotar la información en el mercado de futuros (véase proposición 5). Estos resultados sugieren que este último mercado es el que primero reacciona a la llegada de información general.

Por el contrario, para todos los valores que componen el índice Ibex 35 existe un margen de variación esperada de precios en el que la información específica solo resulta rentable si se explota en el mercado al contado. Este resultado sugiere que, al menos en dichas circunstancias, este mercado será el primero en reaccionar a la llegada de información específica. Es interesante observar que el tamaño del margen en el que solamente es rentable explotar la información en el contado tiende a crecer de forma inversa con la ponderación de los valores en el índice.

Tomados en su conjunto, estos resultados muestran que la transmisión de información entre el mercado de futuros y el de contado se puede realizar en cualquiera de las dos direcciones.

### **3.3.- Efectos de las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios**

Las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios fijan, indirectamente, el tamaño mínimo de los costes de inmediatz, los cuales forman

---

<sup>(8)</sup> En Blanco (1997) se documenta que los costes de inmediatz representan una parte importante de los costes de transacción y que los costes de inmediatz mínimos son iguales a la mitad de la horquilla. No obstante, dado que la estrategia de los agentes informados requiere de la realización de dos operaciones (compra y venta), los costes de inmediatz relevantes para este ejercicio son iguales a la horquilla.

parte de los costes de transacción<sup>(9)</sup>. Si estas restricciones son vinculantes, la existencia de dichas regulaciones podrá afectar a las posibilidades de explotar información en los mercados y, por esta vía, a la preferencia de los agentes por operar en uno u otro mercado. En Blanco (1997) se muestra que este tipo de regulaciones son mucho más restrictivas en el mercado al contado que en el mercado de futuros y que, además, las regulaciones en el mercado al contado son vinculantes para la mayoría de los valores incluidos en el índice Ibex 35. Esto significa que, en ausencia de aquellas regulaciones, los costes de transacción por operar en el mercado al contado serían menores. Es decir, las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios hacen más probable que se verifiquen las proposiciones 1, 3, 5 y 7, mientras que reducen la posibilidad de que se verifiquen las proposiciones 2, 4, 6 y 8.

En conclusión, las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios contribuyen a favorecer la preferencia de los agentes por el mercado de futuros.

#### 4.- Base de datos. Definición de las variables

La base de datos con la que se ha contado en este trabajo fue facilitada por la CNMV y está compuesta por información intradía, agrupada en intervalos de cinco minutos entre las 11:00 hs. y las 17:00 hs.<sup>(10)</sup> para el periodo comprendido entre el 11/1/95 y el 27/10/95, que comprende un total de 200 sesiones. Para todos los valores que han formado parte del índice Ibex 35 durante ese periodo y para el contrato de futuros de vencimiento más próximo, la información disponible es la siguiente: dia, hora, mejor precio de compra, mejor precio de venta, precio de la última transacción y volumen negociado durante el intervalo. La información sobre los precios del mercado bursátil a las 11:00 hs. refleja el precio de apertura. Los volúmenes de los valores bursátiles están expresados en número de títulos e incluyen la totalidad de operaciones realizadas a través del CATS, mientras que el volumen del mercado de futuros está expresado en número de contratos e incluye tanto las operaciones cruzadas a

---

<sup>(9)</sup> Para un análisis más amplio de este punto véase Blanco (1997).

<sup>(10)</sup> Este es el horario de negociación en el que estaban abiertos simultáneamente el mercado bursátil y el mercado de futuros MEFF RV durante el periodo de estudio, que coincidía con el horario de funcionamiento del primer mercado, ya que el mercado de futuros abría 15 minutos antes y cerraba 15 más tarde.

través del sistema electrónico como las comunicadas dentro de la sesión.

En un trabajo previo de revisión de la base de datos, anterior a su procesamiento, se detectaron algunas anomalías que fueron objeto de corrección. Las más importantes hacen referencia a dos paradas técnicas del sistema de contratación del mercado bursátil que se reflejaron en una ausencia de operaciones durante algunos intervalos. La solución que se adoptó en estos casos fue la eliminación de los intervalos afectados en las series que fueron objeto de contrastes estadísticos.

Antes de detallar el tratamiento realizado con la base de datos descrita resulta conveniente definir el índice Ibex 35. Este índice está integrado por 35 valores, y su composición se revisa semestralmente, según los volúmenes de negociación regulares observados durante el semestre previo a su revisión. Su fórmula de cálculo es la siguiente:

$$IBEX35_t = IBEX35_{t-1} \frac{CAPIT_t}{CAPIT_{t-1} + J_t} \quad [15]$$

donde  $IBEX35_t$  e  $IBEX35_{t-1}$  son, respectivamente, los valores que toma el índice en los instantes  $t$  y  $t-1$ ;  $CAPIT_t$  y  $CAPIT_{t-1}$  son la suma de las capitalizaciones de los 35 valores que componen el índice en esos mismos instantes, calculadas estas a partir del precio de la última transacción, y  $J_t$  es una variable de ajuste que toma valores no nulos cuando se produce algún cambio en el número de acciones disponibles en alguna compañía, un cambio en la composición del índice o alguna operación especial.

A partir de la expresión [15] puede comprobarse que, mientras no se produzcan ajustes en el índice<sup>(11)</sup>, el cociente entre el valor de este y la suma de las capitalizaciones toma un valor constante en el tiempo. Si se denomina multiplicador a ese cociente y se representa su valor por  $m_t$ , la expresión anterior se puede reescribir de la siguiente manera:

---

<sup>(11)</sup> Durante el período objeto de estudio se produjeron un total de 8 ajustes en el índice.

$$IBEX35_t = m_t \text{CAPIT}_t$$

[16]

Según la expresión [16], el índice Ibex 35 puede calcularse a partir del multiplicador, del número de acciones de cada compañía que se incluyen en el índice y del precio de las acciones<sup>(12)</sup>.

Aplicando la expresión [16] se generaron dos series de índices: una calculada a partir de los precios de la última operación (IBEXT), forma de cálculo que coincide con la metodología oficial<sup>(13)</sup>, y otra a partir del punto medio de la horquilla formada por los mejores precios de compra y de venta (IBEXO). La primera observación de cada sesión coincide con el primer intervalo en el que todos los valores que componen el índice han registrado su operación de apertura. Esto lleva a que no en todas las sesiones la primera observación corresponda a las 11:00 hs., aunque dicha circunstancia solamente se produce en el 4% de las sesiones de la muestra. Por otra parte, se desprecia la variación de precios entre la apertura y el cierre del día anterior, práctica habitual en este tipo de trabajos.

A la hora de comparar las cotizaciones del contrato de futuros con las del índice bursátil debe tenerse en cuenta que la valoración del primero incluye un término que no está presente en el segundo, al cual se le suele denominar "cost of carry". En efecto, la condición de no arbitraje en ausencia de costes de transacción lleva a la siguiente relación entre la cotización del futuro y la del índice bursátil subyacente:

$$F_t = I_t e^{(r_t - \rho_t)d} \quad [17]$$

donde  $F_t$  es el precio del contrato de futuros que vence dentro de  $d$  días,  $I_t$  es el índice bursátil subyacente,  $r_t$  es el tipo de interés y  $\rho_t$  es la tasa de rentabilidad

---

<sup>(12)</sup> De hecho, esta es la forma de cálculo que se sigue para el cómputo oficial del índice Ibex 35.

<sup>(13)</sup> Debe notarse que esta serie no coincide temporalmente con la oficial, ya que esta última aparece con unos segundos de retraso debido al tiempo que media entre que se cruza una operación y aparece el mensaje en el sistema. La preocupación de contar con series de precios lo más simultáneas posible llevó a recalcular el índice.

por dividendos del índice<sup>(14)</sup>, estando todas estas variables medidas en el instante t. Tomando logaritmos en la expresión anterior se obtiene:

$$f_t = i_t + (r_t - \rho_t) d \quad [18]$$

donde  $f_t$  e  $i_t$  son los logaritmos de  $F_t$  y de  $I_t$ . El segundo término de la parte derecha de la igualdad es el "cost of carry". Por tanto, para convertir el índice bursátil en términos equivalentes al contrato de futuros sería necesario sumar a su valoración el "cost of carry". En ausencia de información sobre los dividendos futuros estimados por el mercado y los tipos de interés dicho coste se puede estimar a partir de la relación entre la valoración del contrato de futuros y del índice. En efecto, suponiendo que dicho coste es constante dentro de una sesión, este se puede estimar a partir de la ecuación [18], calculando la media de las observaciones disponibles en una sesión j:

$$c_j = \frac{\sum_{t \in j} f_t}{N_j} - \frac{\sum_{t \in j} i_t}{N_j} \quad [19]$$

donde  $c_j$  es la estimación del "cost of carry" en la sesión j y  $N_j$  es el número de observaciones disponibles en dicha sesión. Una vez estimado el "cost of carry" la valoración del índice corregida de este término, será:

$$ic_t = i_t + c_j \quad [20]$$

donde  $c_t = c_j$  para todo t perteneciente a j. Asimismo, se puede definir la sobrevaloración del contado sobre el futuro como<sup>(15)</sup>:

$$s_t = ic_t - f_t \quad [21]$$

Aplicando las fórmulas [20] y [21] se generaron dos series de índices corregidos y dos series de sobrevaloraciones, ambas en términos logarítmicos, utilizando los precios de transacción en un caso y el punto medio de la horquilla en el otro.

<sup>(14)</sup> Debe notarse que a la expresión anterior se llega con los siguientes supuestos:

- El tipo de interés es determinístico.
- Los dividendos son perfectamente predecibles.

<sup>(15)</sup> Nótese que la sobrevaloración se mide en términos relativos, ya que las variables están en logaritmos.

En cuanto a los volúmenes, la contratación bursátil se transformó para expresarla en términos de contratos de futuro con el fin de homogeneizar la medición de dicha variable en los dos mercados. Como un contrato de futuro equivale al valor del índice multiplicado por 100 pesetas, el volumen del mercado bursátil homogeneizado se generó de la siguiente manera:

$$VC_t = \sum_{i=1}^{35} \frac{p_{it} NTIT_{it}}{100IBEXO_t} \quad [22]$$

donde  $NTIT_{it}$  es el número de títulos del valor  $i$  negociados durante el intervalo de cinco minutos  $t$ ,  $p_{it}$  es el punto medio de la horquilla de precios al final del intervalo  $t$  e  $IBEXO_t$  es el valor del índice IBEXO al final del intervalo  $t$ . Para cada sesión la primera observación que se toma es el primer intervalo de cinco minutos posterior al instante en el que todos los valores han realizado su operación de apertura. De esta manera, el número de observaciones coincide exactamente con el que se utiliza en los contrastes de precios.

Finalmente, la generación de series se completa con unas medidas de volatilidad de los rendimientos en los dos mercados, definida de igual forma en ambos<sup>(16)</sup>. En primer lugar, se contrasta la presencia de estacionalidades intradia en las series de rendimientos, calculados como la primera diferencia de los logaritmos de las series calculadas a partir del punto medio de la horquilla de precios comprador-vendedor. En caso de encontrarse algún intervalo de la sesión en el que los rendimientos sean significativamente diferentes de cero, se descuenta de la serie original el rendimiento medio en esos intervalos. Posteriormente, las series desestacionalizadas se regresan sobre retardos de estas, donde el número de retardos se especifica aplicando un contraste de razón de verosimilitudes. Por último, la volatilidad de cada mercado se define como el valor absoluto de los residuos de la última regresión.

## 5.- Resultados empíricos

En esta sección se exponen los resultados empíricos del análisis de las relaciones temporales entre el mercado de futuros sobre el índice Ibex 35 y el mercado bursátil. En la primera subsección se ofrece una síntesis del análisis

---

<sup>(16)</sup> Esta medida de volatilidad se utiliza solamente para realizar un análisis preliminar, ya que el análisis de las relaciones temporales de la volatilidad se realiza a partir de un modelo de la familia GARCH.

descriptivo de las series objeto de estudio, centrado especialmente en la detección de estacionalidades. Posteriormente, en las tres siguientes subsecciones, se presentan los resultados de los contrastes de causalidad entre el mercado de futuros y el mercado al contado.

#### **5.1.- Análisis preliminar de la información**

En el cuadro 2 aparecen algunas estadísticas descriptivas de las variables estudiadas en este trabajo. La primera característica relevante que se observa es que los rendimientos del futuro presentan mayor volatilidad que los del contado. A esta conclusión se llega tanto si se toman los rendimientos sin corregir de estacionalidades y autocorrelación como si se corrige por estos dos factores. Como muestra de lo primero se pueden observar las desviaciones típicas de las series originales, y como muestra de lo segundo se puede mirar a las medias de las variables que miden las volatilidades, que, por construcción, corrigen los dos factores anteriores.

Por otra parte, se observa que los volúmenes medios acumulados de los valores que componen el índice Ibex 35 superan a los volúmenes medios de negociación con futuros. No obstante, debe tenerse en cuenta que en el periodo horario del análisis se excluye una parte de la negociación con futuros; concretamente, aquella que tiene lugar cuando el mercado al contado está cerrado.

En cuanto a la sobrevaloración del contado, destaca el reducido valor que toma su desviación típica (0,10%), lo que contrasta con la que se documenta en otros trabajos: 0,44% en Mackinlay y Ramaswany (1988) o 0,34% en Caballero y Novales (1995). La reducida variabilidad de aquella serie sugiere que la aproximación que se utiliza para estimar el "cost of carry" es razonablemente buena, ya que, suponiendo normalidad, en el 95% de las observaciones la relación de precios contado-futuro no sería arbitraria, ya que la sobrevaloración estaría dentro de una banda (-0,2%, 0,2%) que es inferior a los costes de transacción (estos suelen representar, en términos medios, aproximadamente el 0,3%). Un análisis más detallado de la serie de sobrevaloración indica que en el 91,6% de las observaciones el valor absoluto de aquella serie era inferior a los costes de transacción asociados a los diferenciales de precios, aproximados como la semisuma

de las horquillas relativas de los precios del índice<sup>(17)</sup> y del futuro. Este resultado indica que, por lo menos, en el 91,6% de las observaciones de la muestra el arbitraje no era posible.

Uno de los objetivos del análisis previo de la información es la detección de estacionalidades intradia en las series estudiadas (rendimientos, volúmenes, volatilidades y sobrevaloración del contado). En otros mercados existe una amplia evidencia sobre este tipo de estacionalidades para algunas de estas series<sup>(18)</sup>. Con este fin se regresan dichas series sobre un conjunto de variables ficticias indicativas de los intervalos de cinco minutos de los que se compone una sesión.

Por lo que respecta a la estacionalidad de los rendimientos, se encuentra que los rendimientos en el mercado al contado del primero y último intervalos de la sesión son estadísticamente positivos, si bien la importancia cuantitativa de este efecto es muy pequeña (0,02% de rentabilidad media en el primer intervalo y 0,06% en el último). En cambio, ninguno de los rendimientos del futuro son estadísticamente distintos de cero. La asimetría entre las dos series de rendimientos en cuanto a las estacionalidades diarias se explica, probablemente, por el hecho de que el primero y último intervalos diarios coinciden con la apertura y el cierre del mercado bursátil, pero no con la apertura y cierre del mercado de futuros.

En cuanto a la sobrevaloración del contado, solamente se encuentra que es estadísticamente diferente de cero el último intervalo diario, en el que dicha variable toma un valor medio positivo.

Finalmente, tal como se puede apreciar en los gráficos 1 y 2, las series de volúmenes y volatilidades presentan un perfil diario en forma de U. El brusco aumento de las volatilidades y volúmenes en el intervalo entre 14.30 y 14.35 está relacionado, probablemente, con el hecho de que a esa hora se suelen anunciar las estadísticas económicas más importantes de la economía americana.

---

<sup>(17)</sup> La horquilla de precios del índice se calculó como la diferencia entre las capitalizaciones del índice evaluadas a los precios de compra y de venta sobre el punto medio, y la horquilla del futuro se calculó como la diferencia entre las cotizaciones de compra y de venta sobre el punto medio de ambas.

<sup>(18)</sup> Véase, por ejemplo, Wood, McInish y Ord (1985).

## **5.2.- Relación dinámica de las medias de los precios**

### **5.2.1.- Especificación del modelo**

En esta sección se estudian las relaciones temporales de la media de los precios negociados en los dos mercados objeto de análisis (futuro y contado). La metodología que se utiliza es la estimación de un modelo VAR. Como es conocido, para especificar correctamente dicho modelo debe de estudiarse primeramente el orden de integración de las series de precios, así como su posible cointegración. En efecto, tal como mostraron Engle y Granger (1987), si dos variables están cointegradas, la especificación correcta de su relación dinámica es un modelo VAR en primeras diferencias que incluya como término adicional el error de la ecuación de cointegración, denominado término de corrección de error (TCE).

Antes de exponer los resultados del análisis del orden de integración de las variables, conviene advertir que las series de precios que se utilizan en este trabajo se diferencian en dos características de las que se utilizan en la mayoría de los trabajos de la literatura. La primera diferencia consiste en tomar el punto medio de las horquillas comprador-vendedor en lugar de los precios de transacción y, la segunda, es que el índice bursátil se corrige para expresarlo en términos del futuro, sumándole para ello una estimación del "cost of carry", siguiendo el procedimiento descrito en la tercera sección de este documento.

La utilización del punto medio de las horquillas de precios en lugar de los precios de transacción aporta dos ventajas al análisis. En primer lugar, se reduce el problema de la contratación infrecuente, ya que, por definición, las órdenes aparecen con una frecuencia superior a la de las transacciones, pues solo un subconjunto de las órdenes introducidas en el sistema termina cruzándose<sup>(19)</sup>. En este sentido, la información que proporcionan las órdenes y, en consecuencia, las horquillas es más actualizada que la que contienen las transacciones. Adicionalmente, con el punto medio de la horquilla se elimina la variabilidad de los precios de transacción entre los dos lados de la horquilla, lo que contribuye a reducir el ruido que incorporan las series de precios de transacción, en el sentido de que desaparecen unos movimientos que no reflejan variaciones en el valor que

<sup>(19)</sup> A modo de ejemplo, según los datos publicados por la Sociedad de Bolsas, en 1996 el número de órdenes introducidas en el mercado continuo fue de 23.515 y el número de operaciones de 13.410.

el mercado asigna a los activos.

La corrección del índice por el "cost of carry" se realiza con la finalidad de enriquecer el análisis estadístico de la dinámica de las dos series de precios (contado y futuro) con un elemento sugerido por la teoría. Al tratarse de un modelo que incorpora más información cabría esperar que este modelo recogiese mejor las relaciones dinámicas entre los dos mercados.

Debe advertirse que la corrección por el "cost of carry" solamente afecta a la ecuación de cointegración y, en consecuencia, al TCE, ya que, al suponerse que el "cost of carry" es fijo dentro de la sesión, las primeras diferencias de las series no se ven modificadas. Una forma alternativa de recoger la relación de precios sugerida por la teoría en la ecuación de cointegración consistiría en permitir que la constante de dicha ecuación varíe según la sesión. Es decir, se debería estimar el siguiente modelo:

$$i_t = \sum_{j=1}^T \alpha_j D_j + \beta f_t + \mu_t \quad [23]$$

donde  $D_j$  es una variable ficticia que toma valor unitario para todas las observaciones pertenecientes a la sesión  $j$ , y cero en otro caso.

En cualquier caso, tal como se muestra a continuación, la metodología que se ha seguido se puede interpretar que es una aproximación de aquella estimación en dos etapas. La estimación del "cost of carry" es equivalente a estimar los coeficientes  $\alpha_j$  de la ecuación [23] con la restricción que el coeficiente  $\beta$  es igual a 1. En efecto, la estimación del modelo [23] con aquella restricción produce el siguiente resultado  $\alpha_j^* = -c_j$ , donde  $c_j$  es la estimación del "cost of carry" (véase ecuación [19]). La segunda etapa de la metodología seguida (estimación de la ecuación de cointegración entre el futuro y el índice corregido) es equivalente a la estimación del modelo [23], con la restricción de que los coeficientes  $\alpha_j$  son iguales a la estimación de la primera etapa más una constante. En efecto, por definición:

$$ic_t = i_t - \sum_{j=1}^T \alpha_j^* D_j \quad [24]$$

Entonces, la ecuación de cointegración estimada:

$$ic_t = a + bf_t + \mu_t \quad [25]$$

se puede reescribir como

$$i_t = a + \sum_{j=1}^T a_j^* D_j + bf_t + \mu_t \quad [26]$$

Debe notarse que, con la corrección del índice por el "cost of carry", la ecuación de cointegración recoge las relaciones de arbitraje entre los dos mercados, mientras que con la metodología tradicional dicha ecuación recogía la convergencia entre los precios del contado y del futuro que se produce al vencimiento de los contratos. Por otra parte, con el modelo propuesto en este trabajo, el TCE tiene una interpretación económica muy definida, pues este mide la sobrevaloración del contado en relación con el futuro.

El orden de integración de las series se estudia a partir de los contrastes de Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller aumentado (DFA), los cuales se definen como el estadístico t del coeficiente  $\beta_1$  de la siguiente regresión:

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \sum_{j=1}^r \gamma_j \Delta X_{t-j} + \nu_t \quad [27]$$

donde  $X_t$  es la variable cuya estacionariedad se desea estudiar y  $\Delta X_t$  es su primera diferencia. Los dos contrastes se diferencian por el hecho de que el de DF se obtiene cuando se restringe a que r tome un valor nulo, mientras que para computar el estadístico de DFA es preciso incluir retardos de la variable endógena con el fin de eliminar la autocorrelación de los residuos. En estos contrastes la hipótesis nula es que la serie es integrada de orden 1. Alternativamente, en la regresión se puede incluir una tendencia, en cuyo caso la hipótesis alternativa que se contrasta es que la variable es estacionaria alrededor de una tendencia determinística. Debe tenerse en cuenta que los valores críticos de estos contrastes no coinciden con los de la distribución t, pero se encuentran tabulados en algunos trabajos como, por ejemplo, en MacKinnon (1991).

En el cuadro 3 aparecen los resultados de los contrastes de raíces unitarias aplicados a los logaritmos del precio del futuro y del índice corregido por el "cost of carry". En ambos casos se ha incluido una constante y una tendencia, pues ambas han resultado significativas. Tal como se puede apreciar en dicho cuadro,

la hipótesis nula de integración de orden uno no se puede rechazar, a los niveles de significación habituales, para ninguna de las dos series.

La presencia de dos raíces unitarias se contrasta utilizando los mismos estadísticos, pero aplicados a las primeras diferencias de las series. En este caso, no se incluyen ni tendencia ni constante. Los resultados de este ejercicio permiten rechazar la hipótesis de dos raíces unitarias (véase cuadro 3).

Una vez que se encuentra que las dos series de precios presentan una raíz unitaria, se pasa a contrastar si estas están cointegradas. Con este fin, se sigue el contraste en dos etapas propuesto por Engle y Granger (1987), cuya primera etapa consiste en la estimación por MCO de la siguiente ecuación:

$$ic_t = a + bf_t + \mu_t \quad [28]$$

y cuya segunda etapa es el contraste de raíz unitaria para los residuos de dicha estimación. Se concluye que las dos series están cointegradas siempre que se encuentre que dichos residuos son estacionarios.

Tal como se ha comentado anteriormente (véase ecuación [18]), la teoría indica que el coeficiente  $a$  de dicha ecuación es igual a cero, y que el coeficiente  $b$  es igual a la unidad. Dicha inferencia de la teoría es confirmada por la evidencia contenida en el cuadro 4, ya que aquella hipótesis no se puede rechazar al 1%. Dado este resultado, en todos los pasos posteriores se utiliza la serie de sobrevaloración del contado (diferencia entre el índice corregido y el precio del futuro) en lugar de los residuos de aquella regresión<sup>(20)</sup>.

Tal como se refleja en el panel B del cuadro 4, los resultados de la segunda etapa del contraste de cointegración permiten rechazar, a los niveles habituales, la hipótesis nula de integración de orden 1 utilizando tanto el estadístico de DF como el de DFA. En consecuencia, se acepta la hipótesis de cointegración entre los logaritmos del índice corregido y del precio del futuro.

La evidencia que se acaba de mostrar indica que la especificación correcta de las relaciones temporales entre los precios en los dos mercados debe ser un

---

<sup>(20)</sup> En cualquier caso, la utilización de los residuos de la regresión tiene un impacto prácticamente inapreciable en los resultados, no afectando a ninguna de las conclusiones.

modelo VAR con mecanismo de corrección de error. En consecuencia, el modelo que se estima es el siguiente<sup>(21)</sup>:

$$\Delta i_t^d = a_1 + \sum_{j=1}^p b_{1j} \Delta i_{t-j}^d + \sum_{j=1}^p c_{1j} \Delta f_{t-j}^d + \lambda_1 s_{t-1}^d + \epsilon_{1t} \quad [29]$$

$$\Delta f_t^d = a_2 + \sum_{j=1}^p b_{2j} \Delta i_{t-j}^d + \sum_{j=1}^p c_{2j} \Delta f_{t-j}^d + \lambda_2 s_{t-1}^d + \epsilon_{2t} \quad [30]$$

donde  $\Delta i_t^d$  y  $\Delta f_t^d$  son las primeras diferencias (rendimientos) de los logaritmos del índice y del futuro desestacionalizados,  $s_{t-1}^d$  es la sobrevaloración del índice respecto al contado desestacionalizada y retardada un período,  $p$  es el número máximo de retardos y  $\epsilon_{1t}$  y  $\epsilon_{2t}$  son perturbaciones que se suponen ruido blanco.

Las series se desestacionalizan deduciendo a cada variable el valor medio que toma esta en cada intervalo temporal dentro de la sesión, siempre que sea significativamente diferente de cero. Es decir, se trata de eliminar los movimientos anticipados de los precios, con la finalidad de evitar que estos influyan en las estimaciones de los parámetros del modelo. En este sentido, debe recordarse que las estacionalidades que se han detectado en los rendimientos del mercado bursátil son movimientos anticipados de los precios que se deben a fricciones relacionadas con la apertura y cierre de dicho mercado.

En cuanto al número de retardos, se supone que este es idéntico para las dos ecuaciones y variables, y se especifica a partir de un contraste de razón de verosimilitudes aplicado a la estimación conjunta de las dos ecuaciones. Concretamente, se parte en un principio de un modelo con 10 retardos y se va reduciendo este siempre que se acepte la hipótesis de valor nulo en los coeficientes eliminados. Adicionalmente, se contrasta la ausencia de autocorrelación en los residuos del modelo final estimado mediante el estadístico de Ljung-Box.

El estudio de la existencia de una relación de causalidad de los precios en el sentido de Granger en la dirección de futuro a contado requiere el contraste de

---

<sup>(21)</sup> Nótese que  $\Delta i_{t-1}^d = \Delta i_t^d$ , ya que  $i_{t-1}^d = i_t^d + c_t$ , donde  $c_t$  toma un valor fijo dentro de la sesión, y se elimina la variación de precios entre el cierre de una sesión y la apertura de la siguiente.

la significatividad conjunta de los coeficientes  $c_{1j}$  y  $\lambda_1$ . Igualmente, el estudio de causalidad en el sentido contrario requiere el contraste de significatividad conjunta de los coeficientes  $b_{2j}$  y  $\lambda_2$ . En ambos casos, el contraste que se sigue es el de razón de verosimilitudes:  $LR=2(l_{sr}-l_r)$ , donde  $l_{sr}$  y  $l_r$  son el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y en el modelo restringido, respectivamente. Como es conocido, aquel contraste se distribuye asintóticamente, bajo la hipótesis nula, como una  $\chi^2$  con  $p+1$  grados de libertad.

#### 5.2.2.- Resultados

Los principales resultados de la estimación de las ecuaciones [29] y [30] aparecen en el cuadro 5. Tal como se puede observar, la especificación del modelo incluye tres retardos, lo que, a la vista del contraste de Ljung-Box, parece suficiente para eliminar la autocorrelación de las perturbaciones.

Los dos contrastes de causalidad permiten rechazar al 1% la hipótesis nula de ausencia de causalidad. En consecuencia, la evidencia es favorable a la existencia de una relación de causalidad bidireccional entre el precio del futuro y el índice.

El estudio individualizado de la significatividad de los coeficientes muestra que la interacción entre los dos mercados se produce a través de una doble vía. Por una parte, esta se produce a través del TCE, ya que el coeficiente de dicha variable es estadísticamente significativo y, además, aparece con el signo esperado: negativo en la ecuación del contado y positivo en la ecuación del futuro. Es decir, que si el contado está sobrevalorado en relación con el futuro el índice tiende a decrecer y el futuro tiende a crecer. En otras palabras, siempre que no se cumpla la relación a largo plazo (igualdad entre los precios, corregidos del "cost of carry") los precios se moverán en ambos mercados para restablecer el equilibrio.

En segundo lugar, la interacción entre los dos mercados se recoge a través de los retardos de los rendimientos del "otro" mercado (coeficientes  $c_{1j}$  y  $b_{2j}$ ). En efecto, tal como se observa en el cuadro 5, los coeficientes de algunos de los rendimientos retardados de cada uno de los dos mercados son significativos en la ecuación del otro. El signo de estos coeficientes es, con la excepción del segundo retardo del rendimiento del índice en la ecuación del futuro, positivo. Es decir,

que los movimientos en los precios de un mercado tienden a ir seguidos por movimientos en la misma dirección en los precios del otro mercado.

Aunque las dos vías de interacción que se acaban de describir aparecen en los dos mercados, se puede apreciar una asimetría en su importancia cuantitativa. Así, se observa que tanto el valor absoluto del coeficiente del TCE como los coeficientes de los rendimientos retardados del "otro" mercado son superiores en la ecuación del contado. Asimismo, se encuentra que, en dicha ecuación, un mayor número de estos últimos coeficientes son significativos. Todas estas características parecen apuntar a que la transmisión de información desde el futuro hacia el contado tiene mayor importancia que la que se produce en el sentido contrario.

Comparando los resultados que se acaban de presentar con los de otros trabajos de la literatura, la primera característica que se aprecia es que, en nuestros resultados, el TCE juega un papel más importante a la hora de explicar la interacción entre los dos mercados. Esta característica se refleja en el menor número de retardos que aparecen en la relación dinámica. Por otra parte, la velocidad con la que se ajustan los precios a los desequilibrios es más alta en nuestro caso, ya que el valor absoluto del coeficiente del TCE es sustancialmente mayor. Esta característica no es sorprendente, puesto que, bajo nuestra modelización, la relación de equilibrio recoge una condición de arbitraje, mientras que con la metodología tradicional aquella relación capta la convergencia al vencimiento entre los dos precios. Finalmente, en nuestros resultados, la asimetría de los coeficientes que capturan la interacción entre los mercados parece ser menor.

En Lafuente (1995), por ejemplo, se estiman unos coeficientes del TCE que son, en valores absolutos, más de cinco veces inferiores a los nuestros. Asimismo, la especificación del modelo incluye un total de ocho retardos frente a solo tres en nuestro caso. Finalmente, como muestra de la mayor asimetría que se encuentra en aquel trabajo, puede compararse la diferencia entre los coeficientes que capturan la interacción entre los mercados con los nuestros. En concreto, si se suman los coeficientes  $c_{1j}$  y  $b_{2j}$  significativos al 5% se obtienen los siguientes resultados: 0,78 y 0,02 en Lafuente (1995), frente a 0,32 y 0,07 en nuestro caso. Igualmente, en aquel trabajo el coeficiente del TCE es -0,02 en la ecuación del contado y 0,01 en la del futuro y, en nuestros resultados aquellos coeficientes son

-0,09 y 0,08, respectivamente.

Dado que el mercado objeto de análisis en Lafuente (1995) es el mismo que en este trabajo, se podría pensar que la novedad de nuestros resultados debe ser atribuible a los cambios metodológicos introducidos. Precisamente, con el fin de validar esta impresión, a continuación se estudia el impacto sobre los resultados de las innovaciones metodológicas.

En el cuadro 6 aparecen los resultados de la estimación del modelo cuando las variables se definen de la forma tradicional: sin corregir por el "cost of carry" y con los precios de transacción<sup>(22)</sup>. Tal como se aprecia en dicho cuadro, los resultados son similares a los que se documentan en Lafuente (1995) y van en la misma línea que los que se documentan en otros trabajos. En concreto, se encuentra que la especificación del modelo incluye un mayor número de retardos, al pasarse de tres a ocho, y que se reduce la velocidad de ajuste. Por otra parte, aunque se sigue aceptando una relación de causalidad bidireccional, se detecta una mayor asimetría de los coeficientes que recogen las interacciones entre los dos mercados. Esta característica se aprecia tanto en el coeficiente del TCE, que deja de ser significativo en la ecuación del futuro, como en los coeficientes de los rendimientos retardados del futuro en la ecuación del contado, los cuales son claramente superiores a los que se encontraban con la especificación anterior, sin que los coeficientes simétricos de estos varíen apreciablemente en la ecuación del futuro.

Con objeto de conocer el impacto marginal sobre los resultados de cada una de las dos innovaciones introducidas, se estiman los modelos relajando cada una de estas innovaciones por separado. En el cuadro 7 aparecen los resultados que se obtienen cuando el índice no se corrige por el "cost of carry", pero se toma el punto medio de la horquilla de precios. Se observa que este ejercicio produce resultados similares a los que se encontraban con la modelización previa (véase cuadro 6). De esta forma, se mantiene el número de retardos en ocho y se detecta un ajuste más lento en comparación con los resultados del cuadro 5. Igualmente,

---

<sup>(22)</sup> Para especificar el modelo estimado se han seguido los mismos pasos que se describieron con el modelo anterior. Es decir, se contrasta primero la existencia de cointegración y, tras ser aceptada, se especifica un VAR con corrección de error. En esta ocasión, dicho término se toma de los residuos de la ecuación de cointegración. Finalmente, el número de retardos se ha especificado a partir de un contraste de razón de verosimilitudes.

la relación causal bidireccional continúa apareciendo. Sin embargo, en comparación con el cuadro 6, se produce una reducción de la asimetría en los coeficientes de los rendimientos retardados del otro mercado. Este resultado sugiere que la utilización de los precios de transacción podría estar sesgando la importancia que tiene la transmisión de información desde el futuro hacia el contado.

Finalmente, en el cuadro 8 aparecen los resultados que se obtienen cuando se toman los precios de transacción y se corrige por el "cost of carry". En este caso, la dinámica se asemeja más a la del cuadro 5, en el sentido de que, en comparación con los dos modelos anteriores (véanse cuadros 6 y 7), se reduce el número de retardos y aumenta la velocidad de ajuste. Este resultado parece indicar que el elevado número de retardos que aparecen en las dinámicas que caracterizan a los modelos de la literatura es atribuible a que, en dichos modelos, no se corrige por el "cost of carry". Por otra parte, en comparación con el cuadro 5, parece detectarse una mayor asimetría en las interacciones de los mercados. En este sentido, destacan las diferencias en el valor absoluto de los coeficientes del término de error, que es de 0,16 en la ecuación del contado y de 0,08 en la ecuación del futuro, frente a unos valores de 0,09 y 0,08 en el cuadro 5. Igualmente, la suma de los coeficientes significativos de los rendimientos retardados del otro mercado es de 0,36 en la ecuación del futuro y de 0,03 en la ecuación del contado, frente a unos valores de 0,32 y 0,07, respectivamente, que se obtienen con las estimaciones del cuadro 5.

En resumen, los resultados de este epígrafe sugieren que la pronunciada asimetría que se encuentra en la literatura, en relación con la dirección que toman las relaciones causales entre los precios de los dos mercados, es parcialmente atribuible al problema de contratación infrecuente y al hecho de que se ignoran las relaciones de arbitraje en la especificación de los modelos. De todas formas, en el análisis anterior no se ha tenido en cuenta el impacto sobre la dinámica de los rendimientos retardados del propio mercado. En el siguiente epígrafe se examina con más detalle la relación dinámica que se infiere de cada uno de los modelos que se han estimado utilizando una herramienta analítica más adecuada.

#### **5.2.3.- Las funciones de reacción a un impulso**

La relación dinámica entre el precio del futuro y el índice que se deriva de

las estimaciones de las ecuaciones [29] y [30] se puede estudiar a partir de las funciones de reacción a un impulso. Los coeficientes de estas funciones,  $R_{mn}(s)$ , se definen como el impacto de una perturbación unitaria producida en el mercado n sobre la variación en el precio en el mercado m s períodos más adelante, condicionado a que la perturbación en el otro mercado se mantiene fija. Nótese que esta definición recoge el impacto de una perturbación específica producida en el mercado n.

Los coeficientes de la función de reacción se pueden calcular resolviendo recursivamente las dos ecuaciones estimadas<sup>(23)</sup>. En concreto, se parte de una situación en la que existe equilibrio (TCE es nulo) y se introduce una perturbación unitaria en una de las dos ecuaciones. A partir de estas condiciones iniciales se pueden calcular recursivamente las variaciones de precios que se producirán en ambos mercados durante los intervalos siguientes.

Estas funciones permiten caracterizar completamente la relación dinámica entre las dos series de precios, ya que recogen el impacto que se deriva de la interacción de todas las variables. En este sentido, dichas funciones constituyen una herramienta analítica mucho más útil que el análisis individual de los parámetros del modelo, ya que sintetizan toda la información relevante que contienen dichos parámetros.

En este epígrafe se utilizan las funciones de reacción a un impulso con el fin de cuantificar el grado de asimetría en las interacciones dinámicas de los dos mercados. Según lo que se ha comentado en el párrafo anterior, este tipo de análisis parece claramente preferible al que se realiza en la literatura, que consiste en comparar cuál de las dos ecuaciones presenta un orden j mayor en los retardos de los coeficientes significativos que capturan efectos cruzados ( $c_{1j}$  y  $b_{2j}$ ). En dichos trabajos se concluye que el mercado que lidera con mayor intensidad es aquel donde el retardo j es mayor<sup>(24)</sup>.

---

<sup>(23)</sup> Véase anexo, para más detalles.

<sup>(24)</sup> En la literatura suelen aparecer comentarios del tipo: "el mercado de futuros se adelanta al contado en x minutos mientras que el contado solamente se adelanta en y minutos, donde  $x=j_1l$ ,  $y=j_2l$ , siendo l la duración en minutos del intervalo,  $j_1$  el retardo de mayor orden de  $c_{1j}$  y  $j_2$  el retardo de mayor orden de  $b_{2j}$ ".

En los gráficos 3 y 4 se representan las funciones de reacción a un impulso que se deducen de las estimaciones del cuadro 5; es decir, cuando se toma el precio medio de la horquilla y se corrige por el "cost of carry". En estos gráficos, se observa que tras la aparición de una sorpresa específica positiva en el precio de uno de los dos mercados se inicia un proceso de variación de precios en los dos mercados, de forma que en el mercado donde se produjo aquella innovación los precios tienden a crecer, corrigiendo parcialmente el movimiento inicial, mientras que en el otro mercado los precios tienden a crecer. Asimismo, se observa que las variaciones de precios en valor absoluto convergen hacia cero a medida que transcurre el tiempo.

El comportamiento opuesto de las variaciones de precios en los dos mercados tras la aparición de una innovación en uno de los ellos es atribuible a la existencia de operaciones de arbitraje. En efecto, el aumento de precios inicial en un mercado genera una oportunidad de arbitraje, de forma que los arbitrajistas tenderán a vender en ese mercado, provocando sucesivas caídas de precios, y a comprar en el otro mercado, provocando aumentos en los precios. Estos movimientos continúan hasta que se restablece el equilibrio; es decir, hasta que se vuelvan a igualar los precios en los dos mercados.

Las funciones de reacción a un impulso pueden utilizarse para comparar la dinámica asociada a las estimaciones de los cuatro modelos alternativos que se han estimado en esta sección. En lugar de representar estas funciones para cada uno de estos modelos, en el cuadro 9 se sintetiza la información de aquellas funciones en solo dos parámetros, los cuales recogen los efectos a corto y largo plazo de un impulso específico en un mercado  $m$  sobre el nivel de los precios del mercado  $n$ . El efecto a corto plazo se define como el impacto durante los primeros cinco minutos y, por definición, es igual al primer coeficiente de la función de reacción de  $n$  a los impulsos de  $m$ . El efecto a largo plazo se define como el impacto acumulado hasta que se restablece el equilibrio, y se calcula como el valor al cual converge la suma de los coeficientes de la misma función.

La primera característica que se observa en los resultados de todas las modelizaciones que aparecen en el cuadro 9 es que los impactos más importantes aparecen en la dirección futuro-contado. Así, estos resultados confirman las conclusiones que se habían anticipado al estudiar los coeficientes de las dos ecuaciones estimadas.

El otro resultado interesante que se observa en el cuadro 9, es que el modelo 1, estimado con el punto medio de la horquilla de precios y con corrección del "cost of carry", es el que exhibe un menor grado de asimetría en las interacciones de los dos mercados. En concreto, se observa que el efecto a largo plazo sobre el precio del futuro de un impulso unitario en los precios del contado es 0,536, mientras que ese mismo efecto en la dirección contraria es 0,672. Estos efectos contrastan con los que se encuentran con el modelo 2, estimado con los precios de transacción y sin corregir por el "cost of carry", que son de 0,123 y 0,860, respectivamente. Es decir, que el impacto conjunto sobre los resultados de las dos innovaciones metodológicas que se han introducido en este trabajo parece ser muy importante. Adicionalmente, el hecho de que la asimetría de los efectos sea mayor con los modelos 3 y 4 en comparación con la que se encuentra con el modelo 1 indica que cada una de dichas innovaciones contribuye a reducir dichas asimetrías.

En el cuadro 9 también aparecen los efectos a largo plazo que se derivan de la función de reacción ortogonalizada<sup>{25}</sup>. Los coeficientes de esta función recogen el impacto de las perturbaciones ortogonalizadas. Así pues, en este caso no solo se capturan las perturbaciones específicas de cada mercado. Dado que no existe una única forma de orthogonalizar las perturbaciones, se ha optado por ofrecer dos esquemas de identificación alternativos. Los resultados de este análisis muestran que el mayor impacto del contado sobre el futuro aparece con el modelo 1, confirmando la evidencia que se deduce de la función de reacción sin orthogonalizar.

En conclusión, la comparación de las funciones de reacción a un impulso de los diferentes modelos estimados ilustra claramente, tal como ya se había anticipado, que la asimetría que se documenta en la literatura, en lo relativo al liderazgo en la formación de precios del mercado de futuros sobre el de contado, es en buena parte atribuible a que con la metodología de estimación seguida no se controla el problema de la contratación infrecuente ni se tiene en cuenta que las dos series de precios están relacionadas por el "cost of carry".

---

<sup>{25}</sup> En el anexo se describe cómo se deriva esta función.

### 5.3.- Relación **dinámica** de los volúmenes

La relación dinámica de los volúmenes se estudia siguiendo la misma metodología que se ha utilizado con los rendimientos. Sin embargo, en el caso de los volúmenes los contrastes de DF y de DFA permiten rechazar la presencia de raíces unitarias en las series (véase cuadro 10), por lo que la modelización correcta es un VAR con las variables expresadas en niveles y sin la inclusión del TCE. Así pues, el modelo estimado es el siguiente:

$$VC_t^d = d_1 + \sum_{j=1}^q e_{1j} VC_{t-j}^d + \sum_{j=1}^q f_{1j} VF_{t-j}^d + u_{1t} \quad [31]$$

$$VF_t^d = d_2 + \sum_{j=1}^q e_{2j} VC_{t-j}^d + \sum_{j=1}^q f_{2j} VF_{t-j}^d + u_{2t} \quad [32]$$

donde  $VC_t^d$  y  $VF_t^d$  son, respectivamente, los volúmenes desestacionalizados durante el intervalo  $t$  en el mercado al contado y en el futuro,  $q$  es el número máximo de retardos y  $u_{1t}$  y  $u_{2t}$  son perturbaciones ruido blanco. Para la desestacionalización de las variables y la especificación del número máximo de retardos se han seguido los mismos pasos que con los rendimientos. Aunque, en este caso se partía de un modelo inicial con 20 retardos.

En estos modelos, los coeficientes  $f_{1j}$  y  $e_{2j}$  recogen la interacción de los volúmenes en los dos mercados. En consecuencia, la hipótesis nula de ausencia de causalidad en el sentido de Granger desde el futuro hacia el contado se contrasta a partir del estudio de la significatividad conjunta de los coeficientes  $f_{1j}$ , mientras que para contrastar la existencia de causalidad en el sentido contrario se estudia la significatividad conjunta de los coeficientes  $e_{2j}$ . En los dos casos se utiliza el contraste de razón de verosimilitudes cuya distribución asintótica bajo la hipótesis nula es una  $\chi^2$  con  $q+1$  grados de libertad.

Los principales resultados de la estimación de las ecuaciones [31] y [32] aparecen en el cuadro 11, en el cual se puede observar que el modelo se especifica con 11 retardos, lo que es indicativo de la elevada persistencia de los volúmenes. Por otra parte, la evidencia es favorable a una causalidad bidireccional. No obstante, y al igual que ocurría con los rendimientos, se detecta una asimetría en el tamaño de los coeficientes que recogen la interacción entre los dos mercados. En concreto, se encuentra que los coeficientes  $f_{1j}$  son mayores que los coeficientes

$e_{2j}$ . Es decir, la influencia de los volúmenes del mercado de futuros sobre los del mercado al contado es más importante que la que se produce en sentido contrario.

En los gráficos 5 y 6 aparecen las funciones de reacción a un impulso en los volúmenes, las cuales se estiman siguiendo el mismo procedimiento que se utiliza con los rendimientos<sup>(26)</sup>. Estas funciones permiten ilustrar más claramente la dinámica de las interrelaciones de los volúmenes en ambos mercados. La primera característica que se observa en estas funciones es la elevada persistencia que tienen las innovaciones en los volúmenes, especialmente en el mercado de futuros. Por otra parte, se detecta una interacción entre los volúmenes de los dos mercados, ya que los impulsos originados en cualquiera de los dos tiene un impacto en el otro. Finalmente, se observa que el impacto sobre el mercado al contado de los impulsos originados en el mercado de futuros es mayor que el que se produce en el otro sentido.

Así pues, estos resultados confirman la evidencia encontrada con la media de los precios en el sentido de que la información se transmite en las dos direcciones, si bien los efectos más importantes se localizan en la dirección futuro a contado.

#### 5.4.- Relación dinámica de las volatilidades

##### 5.4.1.- Especificación del modelo

En los modelo tipo GARCH la varianza se expresa como una función de retardos del cuadrado de las innovaciones de los rendimientos y de retardos de la propia varianza condicional. La principal ventaja de estos modelos es que recogen algunas de las propiedades estadísticas que exhiben las series de rendimientos de activos financieros, como, por ejemplo, el exceso de curtosis en comparación con la distribución normal, la elevada variabilidad de la volatilidad y su persistencia.

La utilización de los modelos de la familia GARCH con datos diarios ha sido ampliamente utilizada en los estudios empíricos y ha producido resultados bastante satisfactorios. En cambio, la aplicación de esta clase de modelos a los datos

---

<sup>(26)</sup> Véase anexo.

intradía se ha desarrollado muy poco hasta la fecha. En cualquier caso, debe de advertirse que estos trabajos se enfrentan a dos tipos de limitaciones.

En primer lugar, se encuentra que con datos intradía la hipótesis de normalidad de los rendimientos condicionados es menos plausible, por lo que se hace necesario introducir otras funciones de distribución alternativas. En algunos trabajos, como en Susmel y Engle (1992), se utiliza la función de distribución t, mientras que en otros como, por ejemplo, en Taylor y Xu (1995), se introduce la función de distribución exponencial generalizada, que ya fue utilizada en Nelson (1991) para la estimación del modelo EGARCH.

En segundo lugar, existe evidencia de la presencia de estacionalidades intradía en las varianzas de las series financieras que los modelos GARCH no recogen<sup>(27)</sup>. Hasta la fecha, este último aspecto ha merecido una escasa atención en la literatura. Andersen y Bollerslev (1994) recogieron dicha estacionalidad mediante la introducción de funciones armónicas y polinómicas. Por su parte, Taylor y Xu (1995) propusieron un modelo ARCH en el que las variables eran previamente desestacionalizadas mediante unas variables estacionales multiplicativas, de forma que las series originales se dividían por las variables estacionales.

En este trabajo, el estudio de la transmisión de volatilidad entre el mercado de futuros y el mercado al contado se realiza en el marco de los modelos GARCH. En concreto, se especifica un modelo GARCH (1,1) para la varianza condicional de los rendimientos de cada mercado, en el que se incluye el cuadrado de la innovación retardada del otro mercado<sup>(28)</sup>. El coeficiente de esta última variable recoge la transmisión de volatilidad desde el último mercado hacia el primero. Esta forma de estudiar la transmisión de volatilidad entre mercados fue originalmente propuesta por Engle et al. (1990) y aplicada a los principales mercados internacionales de divisas, y posteriormente ha sido seguida en otros trabajos para el estudio de la transmisión de volatilidad entre mercados bursátiles.

---

<sup>(27)</sup> Para evidencia internacional véase, por ejemplo, Wood, McInish y Ord (1985), y para evidencia en el mercado español véase sección 5.1.

<sup>(28)</sup> Debe tenerse en cuenta que este modelo no recoge posibles efectos asimétricos, los cuales se han encontrado con muchas series de rendimientos de activos de renta variable con datos diarios. En este sentido, una posible extensión sería la estimación de un modelo que permitiera esa clase de efectos. Asimismo, otra posible extensión sería la estimación de un modelo bivariante.

Por otra parte, las variables que definen la relación lineal del modelo GARCH (1,1) se desestacionalizan aplicando la metodología propuesta por Taylor y Xu (1995). En consecuencia, el modelo estimado para cada mercado es el siguiente:

$$\begin{aligned} \epsilon_{it} &| \Phi_{t-1} \sim D(0, h_{it}) \\ e_{it} &= \sum_{k=1}^{72} e_{ik} Dk_t \\ \frac{h_{it}}{e_{it}} &= \alpha_{i0} + \beta_i \frac{h_{it-1}}{e_{it-1}} + \alpha_{i1} \frac{\epsilon_{1t-1}^2}{e_{1t-1}} + \alpha_{i2} \frac{\epsilon_{2t-1}^2}{e_{2t-1}} \end{aligned} \quad [33]$$

donde  $\Phi_{t-1}$  es el conjunto de información disponible en el instante  $t-1$  (precios históricos del futuro y del contado), el subíndice  $i$  indica el mercado ( $i=1$  contado,  $i=2$  futuro),  $Dk_t$  para  $k=\{1, \dots, 72\}$  son 72 variables ficticias que toman valor unitario para aquellas observaciones  $t$  pertenecientes al intervalo  $k$  y  $\epsilon_{1t}^2$  y  $\epsilon_{2t}^2$  son, respectivamente, el cuadrado de las innovaciones en los rendimientos del índice y del futuro, aproximadas como el cuadrado de los residuos obtenidos a partir de la estimación de los modelos [29] y [30].

Obsérvese que el modelo [33] incluye un total de 144 parámetros estacionales ( $e_{ik}$  para  $i=\{1,2\}$  y  $k=\{1, \dots, 72\}$ ). La estimación de este modelo por máxima verosimilitud resulta inviable para el tamaño de la memoria de los ordenadores convencionales, sobre todo si se tiene en cuenta que se dispone de 14.326 observaciones. Por esta razón, siguiendo la propuesta de Taylor y Xu (1995), el modelo se estima en dos etapas. En la primera se estiman los parámetros estacionales y en la segunda el resto de los parámetros. Tal como se definen los parámetros estacionales, el valor de estos es proporcional al nivel de la varianza incondicional de cada intervalo horario. Por tanto, un estimador natural de estos parámetros viene dado por el cociente entre las varianzas muestrales de los rendimientos en cada intervalo y la varianza muestral en todos los intervalos de la sesión. Teniendo esto en cuenta, los parámetros estacionales se estiman de la siguiente manera:

$$\hat{e}_{ik} = \frac{\sum_{t \in k} \epsilon_{it}^2}{\frac{K}{T} \sum_{t=1}^T \epsilon_{it}^2} \quad [34]$$

donde K es el número de observaciones pertenecientes al intervalo k.

Una vez que se dispone de las estimaciones de los parámetros estacionales se estima el resto de los parámetros del modelo [33] suponiendo que la distribución condicional de las innovaciones viene dada por una función exponencial generalizada con parámetro de densidad v. La estimación se realiza por el método de máxima verosimilitud utilizando el algoritmo de Berndt-Hall-Hall-Hausman (1974).

#### 5.4.2.- Resultados

En el cuadro 12 aparecen los resultados de la estimación del modelo [33], junto con algunos contrastes de especificación. En concreto, los contrastes de especificación que se ofrecen son el Ljung-Box de autocorrelación del cuadrado de los residuos normalizados, habitualmente utilizado en la especificación de los modelos tipo GARCH, un contraste sobre la función de distribución y un contraste sobre la estacionalidad.

Los contrastes de Ljung-Box indican que no se puede rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación hasta orden 10 en el cuadrado de los residuos normalizados, lo que se puede interpretar como que el modelo estimado recoge completamente todos los efectos ARCH presentes en las innovaciones de los rendimientos.

Como la función de distribución normal es una función exponencial con parámetro de densidad v igual a 2, se puede estudiar la superioridad del modelo exponencial a partir de un contraste de razón de verosimilitudes, en el que el modelo restringido viene dado por la función normal. Dicho contraste se distribuye asintóticamente, bajo la hipótesis nula, como una  $\chi^2$  con un grado de libertad. Los resultados de este contraste (LR2) permiten rechazar la hipótesis nula de normalidad de los rendimientos condicionados. La estimación del parámetro

$\nu$  (alrededor de la unidad en las estimaciones de ambos mercados) indica que la distribución condicional de las innovaciones de los rendimientos presenta mayor densidad en los extremos con relación a la distribución normal.

Igualmente, la superioridad del modelo estacional con relación al no estacional también admite ser estudiada mediante un contraste de razón de verosimilitudes, ya que, de nuevo, se trata de dos modelos anidados, donde en el modelo no estacional se introduce la restricción de que los parámetros estacionales son todos iguales a la unidad. Este contraste se distribuye asintóticamente, bajo la hipótesis nula, como una  $\chi^2$  con 144 grados de libertad. Los resultados de este contraste (LR3) permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de estacionalidades.

En cuanto a los resultados de las estimaciones de los parámetros, en el cuadro 12 se aprecia que los dos coeficientes que recogen la transmisión de volatilidad entre mercados ( $\alpha_{12}$  y  $\alpha_{21}$ ) son positivos y estadísticamente significativos. A este último resultado se llega tanto con el estadístico t de la regresión como con el contraste de razón de verosimilitudes LR1, en el que en el modelo sin restringir se impone que aquellos coeficientes toman un valor nulo. Esto significa que las innovaciones en cualquiera de los dos mercados no solo afectan a la volatilidad del propio mercado sino que también afectan a la del otro. Este resultado, que va en la misma línea que el que se ha encontrado previamente en las relaciones temporales entre las medias de los precios y los volúmenes, refuerza las conclusiones anteriores, en el sentido de que ambos mercados se influyen mutuamente sin que exista uno de los dos que ejerza un papel de liderazgo sobre el otro.

Asimismo, se encuentra nuevamente una cierta asimetría en las relaciones temporales entre ambos mercados, ya que el coeficiente que recoge la transmisión de volatilidad desde el futuro hacia el contado (0,047) es mayor que el que captura la transmisión de volatilidad en el otro sentido (0,026).

#### **5.4.3.- Las funciones de reacción a un impulso**

Al igual que con la media de los precios y con el volumen, la relación dinámica entre las volatilidades de los dos mercados se puede estudiar a partir de las funciones de reacción a un impulso. En efecto, tal como mostraron Engle et al.

(1990), con el sistema formado por las ecuaciones que define el modelo [33] se pueden derivar funciones de reacción a un impulso similares a las que se obtienen con los modelos VAR. Los coeficientes de dichas funciones, como  $R_{mn}(s)$ , se definen como el impacto del cuadrado de una innovación unitaria producida en el mercado  $n$  sobre la varianza condicional del mercado  $m$ ,  $s$  períodos más adelante. En nuestro caso, dado que el modelo se ha estimado con variables estacionales multiplicativas, los coeficientes de dichas funciones variarán según el intervalo de la sesión en el que se produzca la perturbación. Con el fin de definir una única función de reacción, los coeficientes de dichas funciones se calculan a partir de las variables desestacionalizadas. En este sentido, los coeficientes de la función  $R_{mn}(s)$  se deben interpretar como el impacto del cuadrado de una perturbación unitaria desestacionalizada producida en el mercado  $n$  sobre la varianza desestacionalizada del mercado  $m$   $s$  períodos más adelante. Estos coeficientes se pueden calcular resolviendo recursivamente las dos ecuaciones definidas en [33]<sup>(29)</sup>.

En los gráficos 7 y 8 aparecen representadas, para los dos mercados, las funciones de reacción de la volatilidad a un impulso en cada uno de los mercados. En estos gráficos se detecta que, tal como cabía esperar, el mayor impacto de los impulsos se recoge en la volatilidad del propio mercado. Por otra parte, se observa que el impacto de los impulsos en las innovaciones de los rendimientos del futuro producen un mayor efecto sobre la volatilidad del mercado al contado que el efecto en el sentido contrario. Finalmente, se observa que en el mercado de futuros el impacto de las innovaciones en los rendimientos sobre la volatilidad es muy persistente.

## 6. - Conclusiones

En este trabajo se documenta evidencia favorable a una causalidad bidireccional entre los precios de los futuros sobre el índice Ibex 35 y los precios del mercado al contado, aunque la transmisión de información desde el futuro hacia el contado parece ser más importante que la que se observa en el sentido contrario. Este resultado indica que la información que contienen los precios de cualquiera de los dos mercados es de utilidad para los agentes que participan en el otro mercado. En este contexto, con la creación del mercado de futuros, los

---

<sup>(29)</sup> Véase anexo.

participantes en el mercado al contado han visto ampliado su conjunto de información, por lo que debe de haber aumentado la velocidad a la que la información se incorpora a los precios, contribuyendo así a la mejora de la eficiencia del mercado de renta variable.

Una posible interpretación de los resultados es que la información se incorpora primeramente en los precios del mercado donde resulta más barato explotarla. En este sentido, el primer mercado que reacciona depende de la liquidez relativa de los mercados y del tipo de información que llega. En concreto, se ha mostrado que, dada la liquidez relativa de los dos mercados, resulta mucho más rentable explotar la información general en el mercado de futuros, mientras que la información específica puede ser más rentable explotarla en el mercado al contado. También se ha encontrado que la regulación de los mercados puede estar contribuyendo, al menos parcialmente, a que se observe una mayor transmisión de información desde el futuro hacia el contado.

La metodología utilizada en este trabajo para estudiar la relación dinámica del primer momento de los precios presenta dos innovaciones, en comparación con la mayoría de los trabajos de la literatura; estas son: la utilización del punto medio de las horquillas de precios comprador-vendedor en lugar de los precios de transacción, y la corrección del índice por el "cost of carry". La primera se introduce con el fin de controlar el problema de la negociación infrecuente, y la segunda para enriquecer el modelo con un elemento sugerido por la teoría. Ambas innovaciones tienen efectos muy importantes sobre las estimaciones. En concreto, se encuentra como efecto conjunto de ambas una reducción de la asimetría en la transmisión de información entre los mercados. Esta evidencia sugiere que los resultados de la literatura pueden estar sesgando al alza la importancia que ejerce el futuro sobre el contado.

Finalmente, el análisis se ha extendido a las relaciones dinámicas de las volatilidades de los precios y de los volúmenes, por ser variables que también recogen la llegada de nueva información. Los resultados de dicho análisis refuerzan las conclusiones obtenidas con el primer momento de los precios; es decir, se encuentra evidencia de una interacción en las dos direcciones, siendo más importante la que se observa desde el futuro al contado.

CUADRO 1: Mercado donde resulta rentable explotar la llegada de información, en función del tipo de información y del valor absoluto de la variación porcentual de los precios esperada ( $|x|$ )

Tipo de información	Ningún mercado	Solo contado	Solo futuros	Ambos mercados
Información general:	$ x <0,05$	- -	$0,05< x <0,26$	$ x >0,26$
Inf. específica sobre:				
Endesa	$ x <0,17$	$0,17< x <0,39$	- -	$ x >0,39$
Telefónica	$ x <0,30$	$0,30< x <0,42$	- -	$ x >0,42$
Repsol	$ x <0,14$	$0,14< x <0,56$	- -	$ x >0,56$
Iberdrola	$ x <0,17$	$0,17< x <0,75$	- -	$ x >0,75$
BBV	$ x <0,16$	$0,16< x <0,77$	- -	$ x >0,77$
B. Santander	$ x <0,22$	$0,22< x <0,81$	- -	$ x >0,81$
Argentaria	$ x <0,15$	$0,15< x <1,10$	- -	$ x >1,10$
Gas Natural	$ x <0,39$	$0,39< x <1,15$	- -	$ x >1,15$
B. Popular	$ x <0,15$	$0,15< x <1,19$	- -	$ x >1,19$
Banesto	$ x <0,18$	$0,18< x <1,32$	- -	$ x >1,32$
Pryca	$ x <0,49$	$0,49< x <1,42$	- -	$ x >1,42$
BCH	$ x <0,33$	$0,33< x <1,55$	- -	$ x >1,55$
Continente	$ x <0,53$	$0,53< x <2,23$	- -	$ x >2,23$
Acesa	$ x <0,46$	$0,46< x <2,51$	- -	$ x >2,51$
Sevillana	$ x <0,26$	$0,26< x <2,81$	- -	$ x >2,81$
Acerinox	$ x <0,23$	$0,23< x <3,55$	- -	$ x >3,55$
Corporación Mapfre	$ x <0,48$	$0,48< x <3,68$	- -	$ x >3,68$
Tabacalera	$ x <0,62$	$0,62< x <3,91$	- -	$ x >3,91$
U. E. Fenosa	$ x <0,25$	$0,25< x <3,91$	- -	$ x >3,91$
Bankinter	$ x <0,30$	$0,30< x <3,94$	- -	$ x >3,94$
FEC A	$ x <0,22$	$0,22< x <4,00$	- -	$ x >4,00$
FCC	$ x <0,42$	$0,42< x <4,27$	- -	$ x >4,27$
Hidroel. del Cantábrico	$ x <0,33$	$0,33< x <4,50$	- -	$ x >4,50$
Aguas de Barcelona	$ x <0,54$	$0,54< x <4,59$	- -	$ x >4,59$
Dragados y Construcciones	$ x <0,35$	$0,35< x <5,56$	- -	$ x >5,56$
Corp. Financiera Alba	$ x <0,41$	$0,41< x <5,95$	- -	$ x >5,95$
Aumar	$ x <0,44$	$0,44< x <6,85$	- -	$ x >6,85$
Vallehermoso	$ x <0,38$	$0,38< x <6,94$	- -	$ x >6,94$
Metrovacesa	$ x <0,60$	$0,60< x <7,46$	- -	$ x >7,46$
Uralita	$ x <0,45$	$0,45< x <9,09$	- -	$ x >9,09$
Emp. Nacional de Celulosa	$ x <0,40$	$0,40< x <9,80$	- -	$ x >9,80$
Asturiana del Zinc	$ x <0,58$	$0,58< x <12,50$	- -	$ x >12,50$
Viscofán	$ x <0,51$	$0,51< x <15,63$	- -	$ x >15,63$
Cubiertas y MZOV	$ x <0,53$	$0,53< x <16,13$	- -	$ x >16,13$
Amper	$ x <0,47$	$0,47< x <31,25$	- -	$ x >31,25$

Este cuadro se ha elaborado utilizando las proposiciones 1 a 4 de la sección 3. La información sobre diferenciales de precios se ha tomado del período 1/07/95-27/10/95, y la capitalización de las sociedades corresponde al 31/08/95. Se denomina información general cuando no se conoce cómo afecta a los valores individuales y sí al índice Ibex 35, mientras que esta es específica si afecta solamente a un valor individual.

CUADRO 2: Estadística descriptiva de variables

	Media	Desv. típica	Mínimo	Máximo
<b>Rendimientos (%)</b>				
Contado	0,00	0,06	-0,64	0,73
Futuro	0,00	0,08	-0,79	0,72
<b>Volumenes (nº contratos)</b>				
Contado	1.008,71	1.792,60	9,56	57.236,29
Futuro	934,94	1.319,66	0,00	23.402,00
<b>Volatilidad (%)</b>				
Contado	0,04	0,05	0,00	0,73
Futuro	0,06	0,06	0,00	0,79
Sobrevaloración contado (%)	0,00	0,10	-0,51	0,70

Los rendimientos se definen como la primera diferencia logarítmica del punto medio de la horquilla de precios. El volumen del mercado al contado está expresado en términos equivalentes a contratos de futuros. Para ello se ha dividido el volumen efectivo de los 35 valores que componen el índice Ibex 35 por 100 veces el valor de dicho índice al final de cada intervalo. La valoración de los volúmenes y del índice se ha realizado con el punto medio de la horquilla de precios.

La volatilidad de cada mercado se define como el valor absoluto de los residuos de la regresión de los rendimientos deseacionalizados sobre varios retardos de estos, donde el número de retardos se especifica según un contraste de razón de verosimilitudes.

La sobrevaloración del contado se mide como la diferencia logarítmica entre el índice Ibex 35 corregido del efecto del "cost of carry" y la cotización del futuro. Dicha corrección se ha realizado sumando al logaritmo del índice una estimación del "cost of carry", que se calcula como la diferencia de la media diaria de los logaritmos del futuro y del índice.

CUADRO 3: Contraataca de raíz unitaria en los precios

Variable	DF	DFA	r	Q(10)
$ic_t$	-0,78	-1,06	2	10,50
$f_t$	-1,15	-1,20	1	7,41
$\Delta ic_t$	-107,84*	-78,72*	1	10,44
$\Delta f_t$	-116,55*	-116,55*	0	7,43

$ic_t$  es el logaritmo del índice Ibex 35 corregido del efecto del "cost of carry", y  $f_t$  es el logaritmo del precio del futuro.

El contraste de la existencia de una raíz unitaria (series  $ic_t$  y  $f_t$ ) se ha realizado incluyendo constante y tendencia, mientras que el contraste de la existencia de dos raíces unitarias (series  $\Delta ic_t$  y  $\Delta f_t$ ) se ha realizado sin constante ni tendencia.

DF: Estadístico de Dickey y Fuller.

DFA: Estadístico de Dickey y Fuller aumentado.

r: número de retardos incluidos en la regresión del estadístico DFA.

Q(10): Estadístico de Ljung-Box para 10 retardos, calculado con los residuos de la ecuación estimada con r retardos de la variable endógena.

\*: Significativo al 1%.

CUADRO 4: Contraste de cointegración entre los precios del contado y el futuro

Panel A: Ecuación de cointegración

Variable	Coeficiente	Error estándar (a)	Estadístico t (b)
constante	0,003	0,0027	1,23
$f_t$	1,000	0,0003	1,23

La ecuación de cointegración es la siguiente:  $ic_t = a + bf_t + \mu_t$ , donde  $ic_t$  es el logaritmo del índice Ibex 35 corregido del "cost of carry" y  $f_t$  es el logaritmo del precio del futuro.

(a) Error estándar robusto a la heteroscedasticidad y autocorrelación hasta orden 10 [Newey y West (1987)].

(b) Contraste individual de las  $H_0: a=0$  y  $b=1$ .

Panel B: Contraste de raíz unitaria en los residuos de la ecuación de cointegración

Variable	DF	DFA	r	Q(10)
$s_t$	-47.28*	-26.16*	10	0,22

$$s_t = ic_t - f_t$$

El contraste de cointegración se ha realizado sin incluir ni constante ni tendencia.

DF: Estadístico de Dickey y Fuller.

DFA: Estadístico de Dickey y Fuller aumentado.

r: número de retardos incluidos en la regresión del estadístico DFA.

Q(10): Estadístico de Ljung-Box para 10 retardos, calculado con los residuos de la ecuación estimada con r retardos de la variable endógena.

\*: significativo al 1%.

CUADRO 5: Relación dinámica de las medias de los precios en los dos mercados (contado y futuro), utilizando el punto medio de la horquilla de precios y corrigiendo el precio del índice por el "cost of carry"

Ecuación contado. Variable endógena: $\Delta i_t^d$			Ec. futuro. Variable endógena: $\Delta f_t^d$		
R <sup>2</sup> : 0,15	N: 14.327		R <sup>2</sup> : 0,02	N: 14.327	
Var. independiente	Coeficiente	Estadístico t	Coeficiente	Estadístico t	
$\Delta i_{t-1}^d$	0,003	0,15	0,116	5,25*	
$\Delta i_{t-2}^d$	-0,058	-3,89*	-0,049	-2,49**	
$\Delta i_{t-3}^d$	-0,022	-1,71	0,008	0,47	
$\Delta f_{t-1}^d$	0,217	18,73*	0,046	2,97*	
$\Delta f_{t-2}^d$	0,064	5,83*	-0,003	-0,18	
$\Delta f_{t-3}^d$	0,038	3,70*	-0,001	-0,05	
$s_{t-1}^d$	-0,094	-12,45*	0,075	7,83*	
Valor	p-valor		Valor	p-valor	
Contraste LR causalidad	1.740,67	0,00	193,29	0,00	
Q(10)	15,95	0,11	6,52	0,77	

Las dos ecuaciones se han estimado por MCO. El futuro y el índice Ibex 35 se han calculado a partir del punto medio de la horquilla de precios.

$\Delta i_{t-j}^d$  para  $j=0, \dots, 3$  es la primera diferencia del logaritmo del índice desestacionalizada y retardada  $j$  períodos,  $\Delta f_{t-j}^d$  para  $j=0, \dots, 3$  es la primera diferencia del logaritmo del futuro retardada  $j$  períodos,  $s_{t-1}^d$  es la sobrevaloración del contado retardada un período, y se define como la diferencia logarítmica entre el índice Ibex 35 corregido del efecto del "cost of carry" y la cotización del futuro. Dicha corrección se ha realizado sumando al logaritmo del índice una estimación del "cost of carry", que se calcula como la diferencia de la media diaria de los logaritmos del futuro y del índice.

Contraste LR de causalidad: El estadístico LR=2( $l_{sr}-l_r$ ), donde  $l_{sr}$  y  $l_r$  son el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y en el modelo restringido, que bajo la  $H_0$  se distribuye como una  $\chi^2$  con 4 grados de libertad. En la ecuación de contado la  $H_0$  es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables  $\Delta f_{t-j}^d$  para  $j=1, \dots, 3$  y de la variable  $s_{t-1}^d$ . En la ecuación del futuro la  $H_0$  es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables  $\Delta i_{t-j}^d$  para  $j=1, \dots, 3$  y de la variable  $s_{t-1}^d$ .

Estadístico t calculado con errores estándar robustos a heteroscedasticidad [White (1980)].

Q(10) es el estadístico de Ljung-Box para 10 retardos.

N: N° de observaciones.

\*: significativo al 1%.

\*\*: significativo al 5%.

CUADRO 6: Relación dinámica entre las medias de los precios en los dos mercados (contado y futuro), utilizando el precio de la última transacción y sin corregir el precio del índice por el "cost of carry"

Ecuación contado. Variable endógena: $\Delta i_t^d$			Ec. futuro. Variable endógena: $\Delta f_t^d$		
R <sup>2</sup> : 0,14	N: 14.322		R <sup>2</sup> : 0,01	N: 14.322	
Var. independiente	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t	
$\Delta i_{t-1}^d$	-0,161	-10,26*	0,116	6,84*	
$\Delta i_{t-2}^d$	-0,161	-11,32*	0,010	0,62	
$\Delta i_{t-3}^d$	-0,112	-8,56*	0,034	2,21**	
$\Delta i_{t-4}^d$	-0,082	-6,30*	0,027	1,76	
$\Delta i_{t-5}^d$	-0,054	-4,41*	0,024	1,62	
$\Delta i_{t-6}^d$	-0,032	-2,58*	0,039	2,64*	
$\Delta i_{t-7}^d$	-0,027	-2,23**	0,003	0,17	
$\Delta i_{t-8}^d$	-0,006	-0,53	0,024	1,83	
$\Delta f_{t-1}^d$	0,311	28,01*	-0,082	-6,17	
$\Delta f_{t-2}^d$	0,188	16,94*	-0,063	-4,51*	
$\Delta f_{t-3}^d$	0,128	11,59*	-0,056	-4,01*	
$\Delta f_{t-4}^d$	0,092	8,42*	-0,028	-2,01**	
$\Delta f_{t-5}^d$	0,066	5,99*	-0,033	-2,48**	
$\Delta f_{t-6}^d$	0,050	4,57*	-0,020	-1,50	
$\Delta f_{t-7}^d$	0,032	3,10*	-0,019	-1,42	
$\Delta f_{t-8}^d$	0,011	1,15	-0,015	-1,20	
$\mu_{t-1}^d$	-0,014	-5,68*	0,002	0,57	
Valor	p-valor		Valor	p-valor	
Contraste LR causalidad	1.764,62	0,00	97,68	0,00	
Q(10)	4,38	0,93	1,89	1,00	

Las dos ecuaciones se han estimado por MCO. El futuro y el índice Ibex 35 se han calculado a partir del punto medio de la horquilla de precios.

$\Delta i_{t-j}^d$  para  $j=0, \dots, 8$  es la primera diferencia del logaritmo del índice desestacionalizado y retardada  $j$  períodos,  $\Delta f_{t-j}^d$  para  $j=0, \dots, 8$  es la primera diferencia del logaritmo del futuro retardada  $j$  períodos,  $\mu_{t-1}^d$  es el residuo retardado un período de la ecuación de cointegración entre el índice y el futuro, estimado por MCO.

Contraste LR de causalidad: El estadístico LR=2( $\ln_{sr} - \ln_r$ ), donde  $\ln_{sr}$  y  $\ln_r$  son el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y en el modelo restringido, que bajo la  $H_0$  se distribuye como una  $\chi^2$  con 9 grados de libertad. En la ecuación de contado la  $H_0$  es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables  $\Delta f_{t-j}^d$  para  $j=1, \dots, 8$  y de la variable  $\mu_{t-1}^d$ . En la ecuación del futuro la  $H_0$  es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables  $\Delta i_{t-j}^d$  para  $j=1, \dots, 8$  y de la variable  $\mu_{t-1}^d$ .

Estadístico t calculado con errores estándar robustos a heteroscedasticidad [White (1980)].

Q(10) es el estadístico de Ljung-Box para 10 retardos.

N: N° de observaciones.

\*: significativo al 1%.

\*\*: significativo al 5%.

**CUADRO 7: Relación dinámica entre las medias de los precios en los dos mercados (contado y futuro), utilizando el punto medio de la horquilla de precios y sin corregir el precio del índice por el "cost of carry"**

Ecuación contado. Variable endógena: $\Delta l_t^d$			Ec. futuro. Variable endógena: $\Delta f_t^d$		
$R^2: 0,12$		N: 14.322	$R^2: 0,01$		N: 14.322
Var. independiente	Coeficiente	Estadístico t	Coeficiente	Estadístico t	
$\Delta l_{t-1}^d$	-0,047	-2,62*	0,154	7,10*	
$\Delta l_{t-2}^d$	-0,102	-6,47*	-0,019	-0,94	
$\Delta l_{t-3}^d$	-0,062	-4,49*	0,030	1,60	
$\Delta l_{t-4}^d$	-0,045	-3,33*	0,000	0,02	
$\Delta l_{t-5}^d$	-0,018	-1,31	0,046	2,54**	
$\Delta l_{t-6}^d$	-0,006	-0,46	0,034	1,88	
$\Delta l_{t-7}^d$	-0,013	-1,02	-0,002	-0,13	
$\Delta l_{t-8}^d$	-0,007	-0,62	0,010	0,68	
$\Delta f_{t-1}^d$	0,281	25,56*	-0,006	-0,42	
$\Delta f_{t-2}^d$	0,116	10,41*	-0,043	-2,86*	
$\Delta f_{t-3}^d$	0,084	7,90*	-0,032	-2,15**	
$\Delta f_{t-4}^d$	0,045	4,47*	-0,018	-1,22	
$\Delta f_{t-5}^d$	0,048	4,76*	-0,017	-1,20	
$\Delta f_{t-6}^d$	0,021	2,08**	-0,026	-1,84	
$\Delta f_{t-7}^d$	0,017	1,68	-0,012	-0,88	
$\Delta f_{t-8}^d$	0,018	1,97**	-0,009	-0,71	
$\mu_{t-1}^d$	-0,009	-4,64*	0,002	0,78	
Valor	p-valor		Valor	p-valor	
Contraste LR causalidad	1.566,02	0,00	128,00	0,00	
Q(10)	3,78	0,96	1,59	1,00	

Las dos ecuaciones se han estimado por MCO. El futuro y el índice Ibex 35 se han calculado a partir del punto medio de la horquilla de precios.

$\Delta l_{t-j}^d$  para  $j=0, \dots, 8$  es la primera diferencia del logaritmo del índice desestacionalizada y retardada  $j$  períodos,  $\Delta f_{t-j}^d$  para  $j=0, \dots, 8$  es la primera diferencia del logaritmo del futuro retardada  $j$  períodos,  $\mu_{t-1}^d$  es el residuo retardado un periodo de la ecuación de cointegración entre el índice y el futuro, estimado por MCO.

Contraste LR de causalidad: El estadístico LR=2( $l_{sr}-l_f$ ), donde  $l_{sr}$  y  $l_f$  son el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y en el modelo restringido, que bajo la  $H_0$  se distribuye como una  $\chi^2$  con 9 grados de libertad. En la ecuación de contado la  $H_0$  es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables  $\Delta f_{t-j}^d$  para  $j=1, \dots, 8$  y de la variable  $\mu_{t-1}^d$ . En la ecuación del futuro la  $H_0$  es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables  $\Delta l_{t-j}^d$  para  $j=1, \dots, 8$  y de la variable  $\mu_{t-1}^d$ .

Estadístico t calculado con errores estándar robustos a heteroscedasticidad [White (1980)].

Q(10) es el estadístico de Ljung-Box para 10 retardos.

N: N° de observaciones.

\*: significativo al 1%.

\*\*: significativo al 5%.

CUADRO 8: Relación dinámica entre las medias de los Precios en los dos mercados (contado y futuro), utilizando el precio de la última operación y corrigiendo el precio del índice por el "cost of carry"

Ecuación contado. Variable endógena: $\Delta i_t^d$			Ec. futuro. Variable endógena: $\Delta f_t^d$		
$R^2: 0,14$	N: 14.326		$R^2: 0,01$	N: 14.326	
Var. independiente	Coeficiente	Estadístico t	Coeficiente	Estadístico t	
$\Delta i_{t-1}^d$	-0,062	-3,77*	0,064	3,52*	
$\Delta i_{t-2}^d$	-0,079	-5,78*	-0,033	-2,04**	
$\Delta i_{t-3}^d$	-0,042	-3,47*	-0,002	-0,13	
$\Delta i_{t-4}^d$	-0,021	-1,65	-0,005	-0,33	
$\Delta f_{t-1}^d$	0,193	14,63*	-0,021	-1,32	
$\Delta f_{t-2}^d$	0,093	7,89*	-0,012	-0,78	
$\Delta f_{t-3}^d$	0,049	4,54*	-0,014	-0,97	
$\Delta f_{t-4}^d$	0,024	2,43**	0,008	0,60	
$s_{t-1}^d$	-0,163	-15,87*	0,080	7,33*	
Valor	p-valor		Valor	p-valor	
Contraste LR causalidad	2,096,37	0,00	147,54	0,00	
Q(10)	4,10	0,94	4,81	0,91	

Las dos ecuaciones se han estimado por MCO. El futuro y el índice Ibex 35 se han calculado a partir del precio de la última transacción.

$\Delta i_{t-j}^d$  para  $j=0, \dots, 4$  es la primera diferencia del logaritmo del índice desestacionalizada y retardada  $j$  períodos,  $\Delta f_{t-j}^d$  para  $j=0, \dots, 4$  es la primera diferencia del logaritmo del futuro retardada  $j$  períodos,  $s_{t-1}^d$  es la sobrevaloración del contado retardada un período, y se define como la diferencia logarítmica entre el índice Ibex 35 corregido del efecto del "cost of carry" y la cotización del futuro. Dicha corrección se ha realizado sumando al logaritmo del índice una estimación del "cost of carry", que se calcula como la diferencia de la media diaria de los logaritmos del futuro y del índice.

Contraste LR de causalidad: El estadístico  $LR=2(\ln l_g - \ln l_f)$ , donde  $l_g$  y  $l_f$  son el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y en el modelo restringido. Que bajo la  $H_0$  se distribuye como una  $\chi^2$  con 5 grados de libertad. En la ecuación de contado la  $H_0$  es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables  $\Delta f_{t-j}^d$  para  $j=1, \dots, 4$  y de la variable  $s_{t-1}^d$ . En la ecuación del futuro la  $H_0$  es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables  $\Delta i_{t-j}^d$  para  $j=1, \dots, 4$  y de la variable  $s_{t-1}^d$ .

Estadístico t calculado con errores estándar robustos a heteroscedasticidad [White (1980)]

Q(10) es el estadístico de Ljung-Box para 10 retardos.

N: Número de observaciones.

\*: significativo al 1%.

\*\*: significativo al 5%.

CUADRO 9: Comparación de las funciones de reacción a un impulso en las cuatro modelizaciones alternativas de los precios

	Efectos a corto y largo plazo sin ortogonalizar (1)		Efectos a largo plazo ortogonalizando (3,4)	
	Efecto corto plazo (2)	Efecto largo plazo (3)	Esg. identif. 1 (5)	Esg. identif. 2 (6)
<b>Modelo 1</b>				
Impulso contado	0,191	0,536	1,128	0,536
Impulso futuro	0,311	0,672	0,672	0,900
<b>Modelo 2</b>				
Impulso contado	0,118	0,123	0,724	0,123
Impulso futuro	0,325	0,860	0,860	0,913
<b>Modelo 3</b>				
Impulso contado	0,156	0,208	1,010	0,208
Impulso futuro	0,290	0,935	0,935	1,022
<b>Modelo 4</b>				
Impulso contado	0,144	0,343	0,852	0,343
Impulso futuro	0,356	0,699	0,699	0,851

Modelo 1: Precios calculados a partir del punto medio de la horquilla de precios y corrigiendo el precio del índice por el "cost of carry".

Modelo 2: Precios de la última transacción y sin corregir el precio del índice por el "cost of carry".

Modelo 3: Precios calculados a partir del punto medio de la horquilla de precios y sin corregir el precio del índice por el "cost of carry".

Modelo 4: Precios de la última transacción y corrigiendo el precio del índice por el "cost of carry".

(1) No se orthogonalizan las perturbaciones. En consecuencia, los parámetros recogen el impacto de una perturbación específica de un mercado sobre el nivel de precios del otro mercado.

(2) El efecto a corto plazo recoge el impacto durante los primeros cinco minutos de un impulso unitario en los precios de un mercado sobre el nivel de precios del otro mercado.

(3) El efecto a largo plazo recoge el impacto acumulado de un impulso unitario en los precios de un mercado sobre el nivel de precios del otro mercado, hasta que se restablece el equilibrio a largo plazo.

(4) Se recogen los efectos de las perturbaciones orthogonalizadas. Estas se orthogonalizan imponiendo alguna restricción sobre la siguiente transformación lineal:  $\epsilon_{10} = v_{10} + bv_{20}$ ;  $\epsilon_{20} = cv_{10} + v_{20}$ .

(5) Las perturbaciones se orthogonalizan imponiendo  $b=0$ .

(6) Las perturbaciones se orthogonalizan imponiendo  $c=0$ .

CUADRO 10: Contrastes de raíces unitarias en los volúmenes

Variable	DF	DFA	r	Q(10)
VC <sub>t</sub>	-95,31*	-33,77*	7	6,32
VF <sub>t</sub>	-85,24*	-26,42"	8	5,31

VC<sub>t</sub> es el volumen del mercado al contado, y VF<sub>t</sub> es el volumen del mercado de futuros. VC<sub>t</sub> está expresado en términos equivalentes a contratos de futuros. Para ello se ha dividido el volumen efectivo de los 35 valores que componen el índice Ibex 35 por 100 veces el valor de dicho índice al final de cada intervalo. La valoración de los volúmenes y del índice se ha realizado con el punto medio de la horquilla de precios.

El contraste de la existencia de una raíz unitaria se ha realizado incluyendo constante y tendencia.

DF: Estadístico de Dickey y Fuller.

DFA: Estadístico de Dickey y Fuller aumentado.

r: número de retardos incluidos en la regresión del estadístico DFA.

Q(10): Estadístico de Ljung-Box para 10 retardos, calculado con los residuos de la ecuación estimada con r retardos de la variable endógena.

\*: Significativo al 1%.

CUADRO 11: Relación dinámica entre los volúmenes de los dos mercados (contado y futuro)

Ecuación contado. Variable endógena: $VC_t^d$			Ec. futuro. variable endógena: $VF_t^d$	
R <sup>2</sup> : 0,03	N: 14.319		R <sup>2</sup> : 0,13	N: 14.319
Var. independiente	Coeficiente	Estadístico t	Coeficiente	Estadístico t
$VC_{t-1}^d$	0,085	4,83*	0,034	3,88*
$VC_{t-2}^d$	0,040	3,93*	0,005	0,93
$VC_{t-3}^d$	0,041	4,08*	0,004	0,64
$VC_{t-4}^d$	0,031	3,74*	-0,005	-1,17
$VC_{t-5}^d$	0,016	2,81*	-0,005	-0,94
$VC_{t-6}^d$	0,019	2,39**	0,002	0,25
$VC_{t-7}^d$	0,024	2,30**	0,009	0,90
$VC_{t-8}^d$	0,001	0,19	-0,012	-2,07**
$VC_{t-9}^d$	0,012	1,99**	-0,006	-1,18
$VC_{t-10}^d$	0,024	2,84*	-0,003	-0,64
$VC_{t-11}^d$	0,015	1,73	0,002	0,31
$VF_{t-1}^d$	0,076	7,04*	0,207	11,63*
$VF_{t-2}^d$	0,028	2,26**	0,093	6,80*
$VF_{t-3}^d$	0,013	1,24	0,062	4,71*
$VF_{t-4}^d$	0,006	0,53	0,036	2,76*
$VC_{t-5}^d$	0,002	0,16	0,059	4,45*
$VF_{t-6}^d$	0,007	0,67	0,025	1,99**
$VF_{t-7}^d$	-0,011	-0,79	0,015	1,18
$VF_{t-8}^d$	0,000	0,06	0,032	2,85*
$VF_{t-9}^d$	0,015	1,06	0,036	2,49**
$VF_{t-10}^d$	-0,010	-1,14	0,020	1,70
$VF_{t-11}^d$	0,012	0,88	0,029	2,44**
Valor	p-valor	Valor	p-valor	
Contraste LR causalidad	86,73	0,00	37,94	0,00
Q(10)	0,91	1,00	2,80	0,99

Las dos ecuaciones se han estimado por MCO. El volumen del mercado al contado está expresado en términos equivalentes a contratos de futuros. Para ello se ha dividido el volumen efectivo de los 35 valores que componen el índice Ibex 35 por 100 veces el valor de dicho índice al final de cada intervalo. La valoración de los volúmenes y del índice se ha realizado con el punto medio de la horquilla de precios. El volumen del mercado de futuros se mide en número de contratos.

$VC_{t-j}^d$  para  $j=0, \dots, 11$  es el volumen desestacionalizado del contado retardado  $j$  períodos,  $VF_{t-j}^d$  para  $j=0, \dots, 11$  es el volumen del futuro desestacionalizado y retardado  $j$  períodos.

Contraste LR de causalidad: El estadístico  $LR=2(l_{gr}-l_f)$ , donde  $l_{gr}$  y  $l_f$  son el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y en el modelo restringido, que bajo la  $H_0$  se distribuye como una  $\chi^2$  con 11 grados de libertad. En la ecuación de contado la  $H_0$  es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables  $VF_{t-j}^d$  para  $j=1, \dots, 11$ . En la ecuación del futuro la  $H_0$  es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables  $VC_{t-j}^d$  para  $j=1, \dots, 11$ .

Estadístico t calculado con errores estándar robustos a heteroscedasticidad [White (1980)].

Q(10) es el estadístico de Ljung-Box para 10 retardos.

N: N° de observaciones.

\*: significativo al 1%.

\*\*: significativo al 5%.

CUADRO 12: Relación dinámica entre las volatilidades de los dos mercados (contado y futuro)

Modelización de la volatilidad del contado (i=1)			Modelización de la volatilidad del futuro (i=2)		
L: 24.910,6	N: 14.326		L: 18.569,2	N: 14.326	
Parámetro	Estimación	Estadístico t	Estimación	Estadístico t	
$\alpha_{i0}$	$1,2 \cdot 10^{-4}$	9,90*	$7,1 \cdot 10^{-5}$	7,03*	
$\beta_i$	0,785	75,23*	0,910	177,00*	
$\alpha_{i1}$	0,084	10,35*	0,026	4,12*	
$\alpha_{i2}$	0,047	12,16*	0,071	13,81*	
v	1,044	78,36*	1,137	73,72*	
Contraste	Valor	p-valor	Valor	p-valor	
LR1	238,34	0,00	18,03	0,00	
LR2	2.337,65	0,00	1.419,95	0,00	
LR3	429,44	0,00	543,66	0,00	
Q2(10)	8,01	0,63	15,70	0,11	

El modelo estimado en cada mercado es el siguiente:

$$\epsilon_{it} | \theta_{t-1} \sim D(0, h_{it})$$

$$e_{it} = \sum_{k=1}^K D_{ik} \Delta k_t$$

$$h_{it} / e_{it} = \alpha_{i0} + \beta_i h_{it-1} / e_{it-1} + \alpha_{i1} \epsilon_{it-1}^2 / e_{it-1} + \alpha_{i2} \epsilon_{2t-1}^2 / e_{2t-1}$$

donde el subíndice i indica el mercado (i=1: contado, i=2: futuro),  $\epsilon_{it-1}^2$  es el cuadrado del rendimiento inesperado en el mercado i,  $h_{it}$  es la varianza condicional del rendimiento inesperado del mercado i,  $e_{it}$  son parámetros estacionales previamente estimados, y  $D_{ik}$  son 72 variables duales que toman valor unitario para aquellas observaciones t pertenecientes al intervalo k ( $k=1, \dots, 72$ ).

La función de distribución D es una exponencial generalizada con parámetro de densidad v. El modelo se ha estimado por máxima verosimilitud.

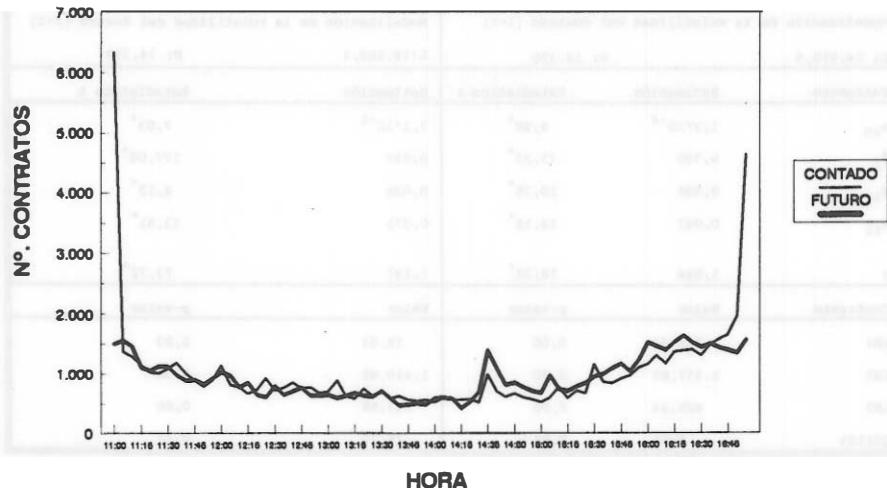
LR1 a LR3 son contrastes de razón de verosimilitud:  $LR = 2(l_{\text{sr}} - l_r)$ , donde  $l_{\text{sr}}$  y  $l_r$  son el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y en el modelo restringido, que bajo la  $H_0$  se distribuye como una  $\chi^2$  con p grados de libertad, siendo p el nº de restricciones. LR1 es el contraste de causalidad: efecto que tienen las innovaciones de un mercado sobre la volatilidad del otro, su distribución bajo la  $H_0$  es una  $\chi^2$  con un grado de libertad. LR2 es un contraste de normalidad, siendo la  $H_0$ :  $v=2$ , su distribución bajo la  $H_0$  es una  $\chi^2$  con un grado de libertad. LR3 es un contraste de estacionalidad, siendo la  $H_0$ :  $e_{1k}=1$  y  $e_{2k}=1$  para cualquier  $k=1, \dots, 72$ , su distribución bajo la  $H_0$  es una  $\chi^2$  con 144 grados de libertad.

Q2(10) es el estadístico de Ljung-Box para los residuos normalizados al cuadrado para 10 retardos.

N: Nº de observaciones.

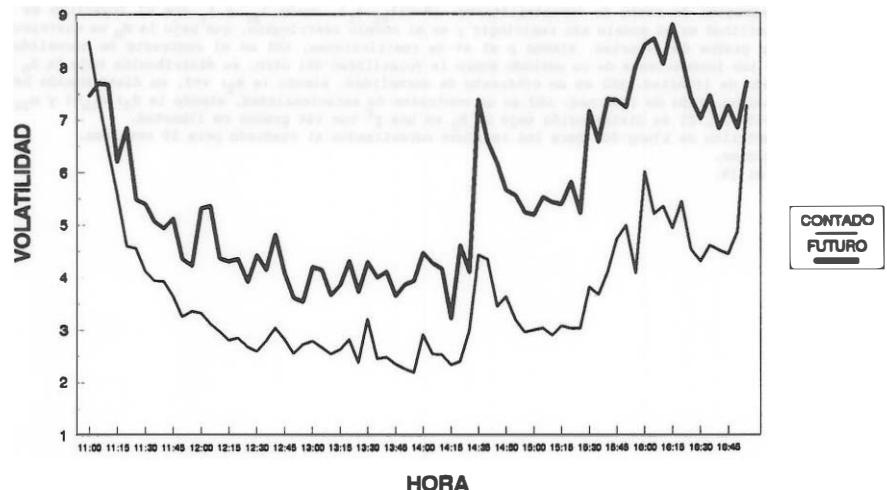
\*: significativo al 1%.

**Gráfico 1: Evolución intradía de los volúmenes**



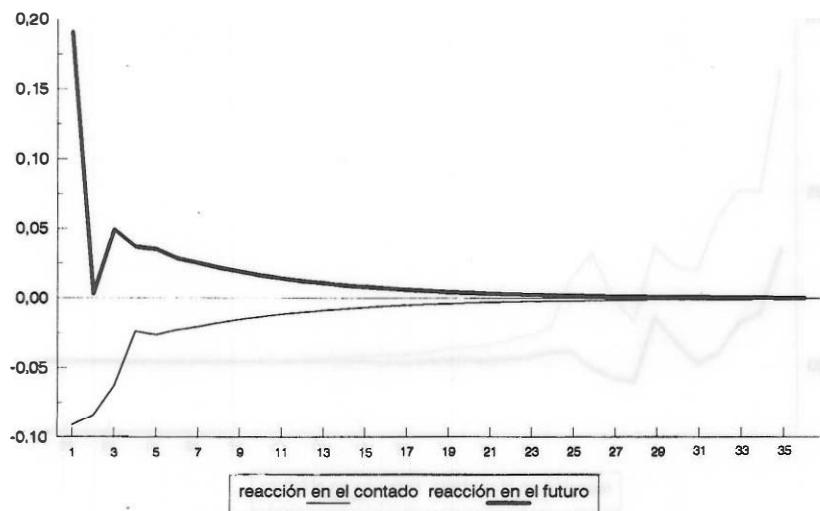
El volumen del mercado de contado está expresado en términos equivalentes a contratos de futuros. Para ello se ha dividido el volumen efectivo de los 35 valores que componen el índice Ibex 35 por 100 veces el valor de dicho índice al final de cada intervalo. La valoración de los volúmenes y del índice se ha realizado tomando el punto medio de la horquilla de precios.

**Gráfico 2: Evolución intradía de la volatilidad**

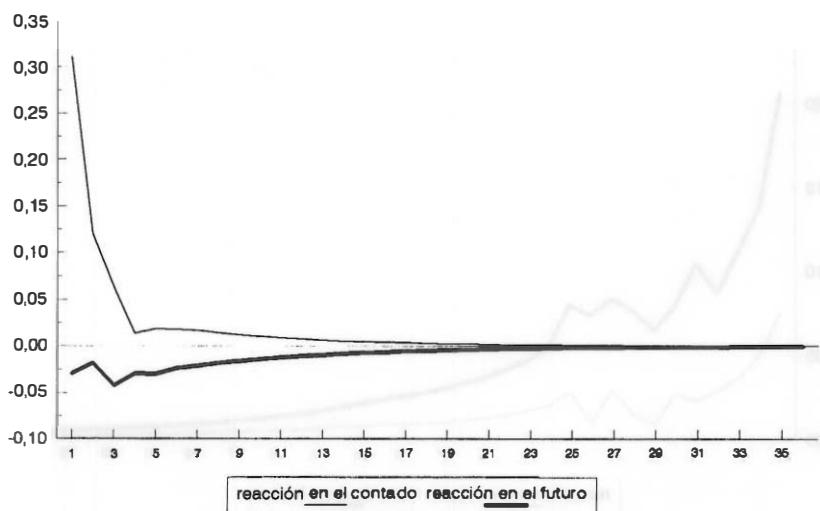


La volatilidad de cada mercado se define como el valor absoluto de los residuos de la regresión de los rendimientos desestacionalizados sobre varios retardos de estos, donde el número de retardos se especifica según un contraste de razón de verosimilitudes.

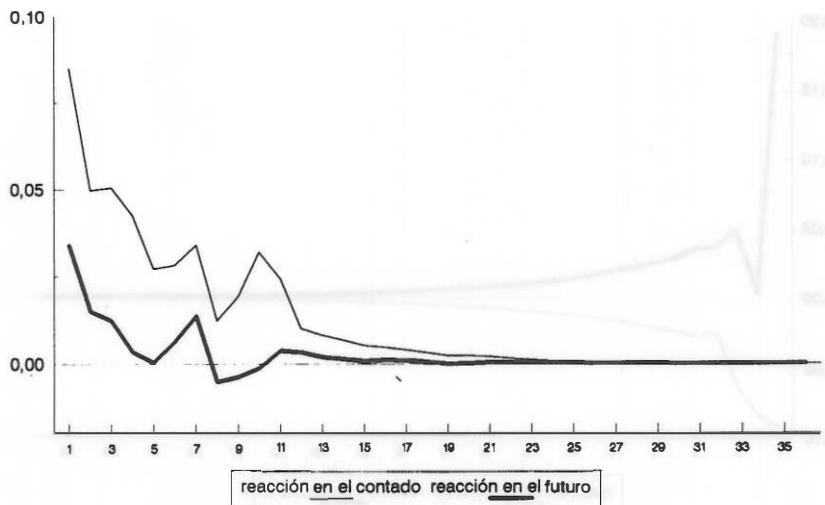
**Gráfico 3: Funciones de reacción a un impulso en el nivel de precios del mercado al contado**



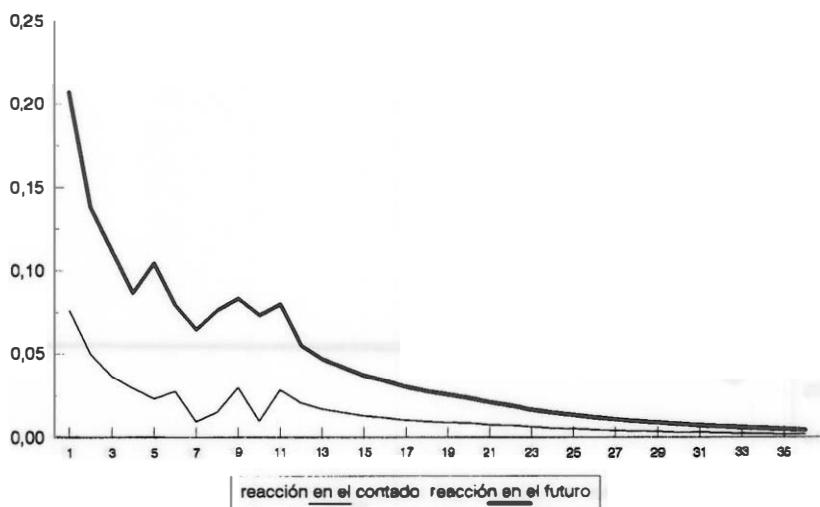
**Gráfico 4: Funciones de reacción a un impulso en el nivel de precios del mercado de futuros**



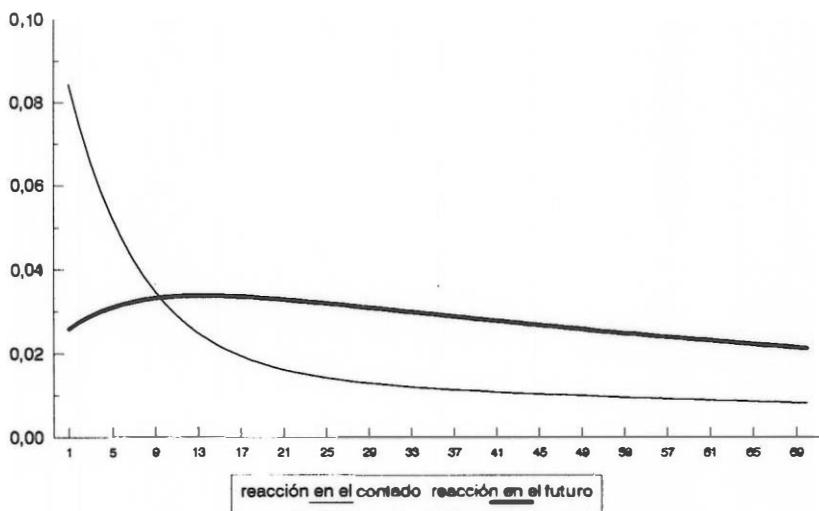
**Gráfico 5: Funciones de reacción a un impulso en el volumen del mercado al contado**



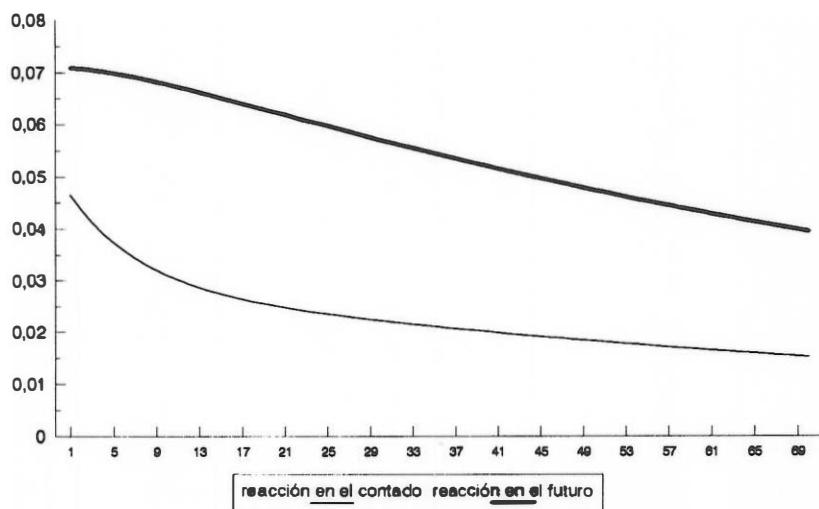
**Gráfico 6: Funciones de reacción a un impulso en el volumen del mercado de futuros**



**Gráfico 7: Funciones de reacción a un impulso en la volatilidad del mercado al contado**



**Gráfico 8: Funciones de reacción a un impulso en la volatilidad del mercado de futuros**





## **REFERENCIAS**

- Abhyankar, A. H. (1955): "Return and volatility dynamics in the FT-SE 100 stock index and stock index futures markets", The Journal of Futures Markets , 15, pp. 457-488.
- Admati, A. R. y Pfleiderer, P. (1988): "A theory of intraday patterns: volume and price variability" The Review of Financial Studies, 1, pp. 3-40.
- Andersen, T. G. y Bollerslev, T. (1994): "Intraday seasonality and volatility persistence in financial markets", Working Paper 193, Department of Finance, Northwestern University.
- Berndt, E. K., Hall, B. H., Hall, R. E. y Hausman, J. A. (1974): "Estimation and inference in nonlinear structural models", Annals of Economic and Social Measurement, 3, pp. 1120-1140.
- Blanco, R. (1997): "Análisis de la liquidez en el mercado bursátil español e impacto de las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios", Documento de Trabajo de la CNMV.
- Caballero, J. M. y Novales, A. (1995): "The spanish stock market futures contract: a first analysis", mimeo.
- Climent, F. J. y Pardo, A. (1996): "Estudio de las relaciones entre el contrato de futuro sobre IBEX-35 y su activo subyacente", Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, WP-EC 96-13.
- Chan, K., Chan, K. C. y Karolyi, A. (1991): "Intraday volatility in the stock index and stock index futures markets", The Review of Financial Studies, 4 pp. 657-684.
- Chan, K. (1992): "A further analysis of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market", The Review of Financial Studies, 5 pp. 123-152.

Chan, K., Chung, Y. P. y Johnson, H. (1993): "Why option prices lag stock prices: a trading-based explanation", The Journal of Finance, 48, pp. 1957-1967.

Cheung, Y. W. y Ng, L. K. (1991): "The dynamics of S&P500 index and S&P 500 futures intraday price volatilities", The Review of Futures Markets, 9, pp. 458-486.

Crain, S. J. y Lee, J. H. (1995): "Intraday volatility in interest rate and foreign exchange spot and futures markets", The Journal of Futures Markets, 15, pp. 395-421.

Dwyer, G. P. (Jr.), Locke, P. y Yu, W. (1996): "Index arbitrage and nonlinear dynamics between the S&P 500 futures and cash", The Review of Financial Studies, 9, pp. 301-332.

Engle, R. F., Granger, C.W.J. (1987): "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing", Econometrica, 55, pp. 251-276.

Engle, R. F., Ito, T. y Lin, W. L. (1990): "Meteor shower or heat waves. Heteroskedastic intra-daily volatility in the foreign exchange market", Econometrica, 58, pp. 520-551.

Granger, C. (1969): "Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods", Econometrica, 37, pp. 424-438.

----- (1986): "Developments in the study of cointegrated economic variables", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48, pp. 213-228.

Hamilton, J. D. (1994): "Time series analysis", Princeton University.

Kawaller, I. G., Koch, P. D. y Koch, T. W. (1987): "The temporal price relationship between S&P 500 futures and the S&P 500 index", The Journal of Finance, 42, pp. 1309-1329.

- (1990): "Intraday relationship between volatility in S&P500 futures prices and volatility in the S&P500 index", Journal of Banking and Finance, 14, pp. 373-397.
- Kyle, A. S. (1985): "Continuous auctions and insider trading", Econometrica, 53, pp. 1315-1335.
- Lafuente, J. A. (1995): "Rendimientos y volatilidad en el mercado español de futuros sobre el Ibex 35", mimeo.
- Lashgari, M. y Wahab, M. (1993): "Price dynamics and error correction in stock index and stock index futures markets: a cointegration approach", The Journal of Futures Markets, 13, pp. 711-742.
- MacKinlay, A. C. y Ramaswamy, K. (1988): "Index-futures arbitrage and the behavior of stock index futures prices", The Review of Financial Studies, 1, pp. 137-158.
- MacKinnon, J. G. (1991): "Critical values for cointegration test" en Long Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Engle, R. F. y Granger, C. W. J- (eds.), Oxford University Press, pp. 267-276.
- Martikainen, T. y Puttonen, V. (1994): "Internacional price discovery in Finish stock index futures and cash markets", Journal of Banking & Finance, 18, pp. 809-822.
- Muñoz, M. J., Fernández, A. y Nieto, L. (1997): "Análisis de causalidad entre el IBEX-35 y el futuro sobre el índice en un contexto de cointegración", Análisis Financiero, 71, pp. 16-26.
- Nelson, D. (1991): "Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach", Econometrica, 59, pp. 347-370.
- Newey, W. K. y West, K. D. (1987): "A simple positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", Econometrica, 55, pp. 703-708.

Puttonen, V. (1993): "Short sale restrictions and the temporal relationships between stock index cash and derivatives markets", The Journal of Futures Markets, 13, pp. 645-664.

Sims, C. A. (1972): "Money, income and causality", American Economic Review, 62, pp. 540-552.

Stephan, J. A. y Whaley, R. E. (1990): "Intraday price change and trading volume relations in the stock and stock option markets", The Journal of Finance, 45, pp. 191-220.

Stoll, H. R. y Whaley, R. E. (1990): "The dynamics of stock index and stock index futures returns", Journal of Financial and Quantitative Analysis, 25, pp. 441-468.

Subrahmanyam, A. (1991): "A theory of trading in stock index futures", Review of Financial Studies, pp. 7-51.

Susmel, R. y Engle, R. F. (1992): "Hourly volatility spillovers between international equity markets", Discussion Papers 92-08, University of California.

Taylor, S. J. y Xu, X. (1995): "The incremental volatility information in one million foreign exchange quotations", Working Paper n° 95/008, The Management School, Lancaster University.

White, H. (1980): "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity", Econometrica, 48, pp. 421-448.

Wood, R. A., McInish, T. H. y Ord, J. K. (1985): "An investigation of transactions data for NYSE stocks", Journal of Finance, 40, pp. 723-739.

## ANEJO: LAS FUNCIONES DE REACCIÓN A UN IMPULSO

### A.1.- Modelos de la media de los precios

Los coeficientes de las funciones de reacción a un impulso  $R_{mn}(s)$  en el modelo de la media del precio miden el impacto de una perturbación unitaria producida en el mercado n y en el periodo 0 sobre la variación en el precio en el mercado m y en el periodo s ( $s=\{0,1,2,\dots\}$ ), condicionado a que la perturbación en el otro mercado es nula en el período 0. Segundo lo expuesto, los coeficientes de estas funciones se definen:

$$R_{1n}(s) = \frac{\partial \Delta i_s}{\partial \epsilon_{n0}}, \quad R_{2n}(s) = \frac{\partial \Delta f_s}{\partial \epsilon_{n0}} \quad n=\{1,2\} \quad [35]$$

donde los subíndices 1 y 2 indican contado y futuro, respectivamente.

Tal como se ha definido esta función, los coeficientes de la misma se pueden interpretar como el impacto sobre el mercado m de una perturbación específica del mercado n; es decir, una perturbación que afecta solamente a ese mercado.

Para calcular numéricamente estos coeficientes se deben tomar, para  $s=\{0,1,2,\dots\}$ , derivadas respecto de la perturbación que se estudie ( $\epsilon_{10}$  o  $\epsilon_{20}$ ) en las ecuaciones estimadas

$$\Delta i_s = a_1^e + \sum_{j=1}^p b_{1j}^e \Delta i_{s-j} + \sum_{j=1}^p c_{1j}^e \Delta f_{s-j} + \lambda_1^e (TCE_{s-1}) + \epsilon_{1s} \quad [36]$$

$$\Delta f_s = a_2^e + \sum_{j=1}^p b_{2j}^e \Delta i_{s-j} + \sum_{j=1}^p c_{2j}^e \Delta f_{s-j} + \lambda_2^e (TCE_{s-1}) + \epsilon_{2s} \quad [37]$$

donde el símbolo e indica valores estimados y  $TCE_{s-1}$  es el valor estimado del término de corrección de error en el período s-1. Además, sabemos que este término, por definición, sigue la siguiente dinámica:

$$TCE_s = TCE_{s-1} + \Delta i_s - b^e \Delta f_s \quad [38]$$

Así, por ejemplo, para calcular los coeficientes de la función de reacción a una perturbación en el contado deben tomarse derivadas respecto a  $\epsilon_{10}$ . Para  $s=0$

tomando dichas derivadas en las ecuaciones [36] y [37] tenemos que:  $R_{11}(0)=1$ ,  $R_{21}(0)=0$ . Adicionalmente, si denominamos  $R_{31}(s)$  a la función de reacción del TCE a los impulsos del mercado al contado, y tomamos la primera derivada en la ecuación [38], tenemos que  $R_{31}(0)=1$ . Para  $s>0$  los coeficientes se pueden obtener de forma recursiva a partir de las primeras derivadas de las ecuaciones [36] a [38]:

$$R_{11}(s) = \sum_{j=1}^p b_{1j}^e R_{11}(s-j) + \sum_{j=1}^p c_{1j}^e R_{21}(s-j) + \lambda_1^e(R_{31}(s-1)) \quad [39]$$

$$R_{21}(s) = \sum_{j=1}^p b_{2j}^e R_{11}(s-j) + \sum_{j=1}^p c_{2j}^e R_{21}(s-j) + \lambda_2^e(R_{31}(s-1)) \quad [40]$$

$$R_{31}(s) = R_{31}(s-1) + R_{11}(s) - b^e R_{21}(s) \quad [41]$$

siendo  $R_{m1}(s)=0$  para  $s<0$  y  $m=\{1,2\}$ .

Los coeficientes de las funciones  $R_{12}(s)$  y  $R_{22}(s)$  se obtienen procediendo de forma similar, pero tomando derivadas respecto a  $\epsilon_{20}$ .

#### A. 2. - Modelo del volumen

Los coeficientes de las funciones de reacción a un impulso  $R_{mn}(s)$  en el modelo de la media del volumen miden el impacto de una perturbación unitaria producida en el mercado  $n$  y en el período 0 sobre el volumen en el mercado  $m$  y en el período  $s$  ( $s=\{0,1,2,\dots\}$ ), condicionado a que la perturbación en el otro mercado es nula en el período 0. En este sentido, los coeficientes de estas funciones se definen:

$$R_{1n}(s) = \frac{\partial VC_s}{\partial u_{n0}}, \quad R_{2n}(s) = \frac{\partial VF_s}{\partial u_{n0}} \quad n=\{1,2\} \quad [42]$$

Tal como se ha definido esta función, los coeficientes de la misma se pueden interpretar como el impacto sobre el mercado  $m$  de una perturbación específica del mercado  $n$ ; es decir, una perturbación que afecta solamente a ese mercado.

Para calcular numéricamente estos coeficientes se deben tomar, para

$s=(0,1,2,\dots)$ , derivadas respecto de la perturbación que se estudie ( $u_{10}$  o  $u_{20}$ ) en las ecuaciones estimadas

$$VC_s = d_1^e + \sum_{j=1}^q e_{1j}^e VC_{s-j} + \sum_{j=1}^q f_{1j}^e VF_{s-j} + u_{1s} \quad [43]$$

$$VF_s = d_2^e + \sum_{j=1}^q e_{2j}^e VC_{s-j} + \sum_{j=1}^q f_{2j}^e VF_{s-j} + u_{2s} \quad [44]$$

donde el símbolo  $e$  indica valores estimados.

Así, por ejemplo, para calcular los coeficientes de la función de reacción a una perturbación en el contado deben tomarse derivadas respecto a  $\epsilon_{10}$ . Para  $s=0$  tomando dichas derivadas en las ecuaciones [43] y [44] tenemos que:  $R_{11}(0)=1$ ,  $R_{21}(0)=0$ . Para  $s>0$  los coeficientes se pueden obtener de forma recursiva a partir de las primeras derivadas de las ecuaciones [43] y [44]:

$$R_{11}(s) = \sum_{j=1}^p e_{1j}^e R_{11}(s-j) + \sum_{j=1}^p f_{1j}^e R_{21}(s-j) \quad [45]$$

$$R_{21}(s) = \sum_{j=1}^p e_{2j}^e R_{11}(s-j) + \sum_{j=1}^p f_{2j}^e R_{21}(s-j) \quad [46]$$

siendo  $R_{m1}(s)=0$  para  $s<0$  y  $m=\{1,2\}$ .

Los coeficientes de las funciones  $R_{12}(s)$  y  $R_{22}(s)$  se obtienen procediendo de forma similar, pero tomando derivadas respecto a  $u_{20}$ .

#### A.3.- Modelo de la varianza

Los coeficientes de las funciones de reacción a un impulso  $R_{mn}(s)$  en el modelo de la varianza de los precios miden el impacto del cuadrado de una perturbación unitaria producida en el mercado  $n$  y en el periodo  $0$  sobre la varianza esperada en el mercado  $m$  y en el periodo  $s$  ( $s=\{1,2,\dots\}$ ). Debe observarse que, puesto que en el modelo estimado aparecen variables estacionales multiplicativas, los coeficientes de aquellas funciones dependerán del intervalo del dia en el que se produzca la perturbación. Con el fin de definir una única función de reacción, el modelo se va a especificar con las variables

desestacionalizadas. En este sentido, los coeficientes de la función  $R_{mn}(s)$  se deben interpretar como el impacto del cuadrado de una perturbación unitaria desestacionalizada producida en el mercado n y en el periodo 0 sobre la varianza esperada desestacionalizada del mercado m en el periodo s ( $s=\{1, 2, \dots\}$ ).

Los coeficientes de las funciones de reacción se definen de la siguiente manera:

$$R_{mn}(s) = \frac{\partial E[h_{ms}^d | \phi_0]}{\partial (\epsilon_{n0}^2)^d} \quad [47]$$

donde el superíndice d identifica a las variables desestacionalizadas.

Para computar numéricamente los coeficientes de las funciones de reacción se debe, primeramente, partir de las ecuaciones que define el modelo [33] y tomar los valores esperados de las varianzas para  $s=\{1, 2, \dots\}$ , condicionados a la información en el periodo 0. Con esta operación tenemos:

$$E[h_{1s}^d | \phi_0] = \alpha_{10}^e + \beta_1^e E[h_{1s-1}^d | \phi_0] + \alpha_{11}^e E[(\epsilon_{1s-1}^2)^d | \phi_0] + \alpha_{12}^e E[(\epsilon_{2s-1}^2)^d | \phi_0] \quad [48]$$

$$E[h_{2s}^d | \phi_0] = \alpha_{20}^e + \beta_2^e E[h_{2s-1}^d | \phi_0] + \alpha_{21}^e E[(\epsilon_{1s-1}^2)^d | \phi_0] + \alpha_{22}^e E[(\epsilon_{2s-1}^2)^d | \phi_0] \quad [49]$$

donde el superíndice e denota valores estimados. A partir de estas dos últimas ecuaciones, los coeficientes de las funciones se obtienen tomando las primeras derivadas respecto al cuadrado de la perturbación desestacionalizada del mercado n para  $s=\{1, 2, \dots\}$ . Así, por ejemplo, los coeficientes de las funciones de reacción a un impulso en el contado se obtienen al tomar las derivadas respecto a  $(\epsilon_{10}^2)^d$ . Para  $s=1$  tenemos:  $R_{11}(1)=\alpha_{11}^e$  y  $R_{21}(1)=\alpha_{21}^e$ . Para computar los coeficientes siguientes ( $s>1$ ) debe observarse que para  $s>0$  se verifica que:

$$E[(\epsilon_{is}^2)^d | \phi_0] = E[E[(\epsilon_{is}^2)^d | \phi_{s-1}] | \phi_0] = E[h_{is}^d | \phi_0] \quad i=1, 2 \quad [50]$$

Teniendo esto en cuenta y tomando derivadas respecto a  $(\epsilon_{10}^2)^d$  en las ecuaciones [48] y [49] se obtiene:

$$R_{11}(s) = \beta_1^e R_{11}(s-1) + \alpha_{11}^e R_{11}(s-1) + \alpha_{12}^e R_{21}(s-1) \quad [51]$$

$$R_{21}(s) = \beta_2^e R_{21}(s-1) + \alpha_{21}^e R_{11}(s-1) + \alpha_{22}^e R_{21}(s-1) \quad [52]$$

Aplicando estas dos últimas ecuaciones de forma recursiva se pueden computar los coeficientes  $s=\{2,3,\dots\}$ . Si el proceso es estacionario, dichos coeficientes convergerán a cero.

Los coeficientes de las funciones  $R_{12}(s)$  y  $R_{22}(s)$  se obtienen procediendo de forma similar, pero tomando derivadas respecto a  $(\epsilon_{20}^2)^d$ .

#### A.4.- Funciones de reacción a un impulso ortogonalizadas<sup>(30)</sup>

Además de las funciones de reacción que se acaban de presentar, se pueden definir las funciones de reacción a un impulso ortogonalizadas. Los coeficientes de estas funciones  $RO_{mn}(s)$  miden el impacto de una perturbación unitaria producida en el mercado  $n$  y en el período 0 sobre la variable del mercado  $m$  (variación de precios o volumen) y en el período  $s$ , una vez que se han ortogonalizado las perturbaciones.

Para calcular los coeficientes de estas funciones se deben calcular las derivadas respecto de las perturbaciones ortogonalizadas. Por ejemplo, si en el modelo de la media de los precios se denominan, respectivamente,  $v_{10}$  y  $v_{20}$  a las perturbaciones ortogonalizadas del mercado al contado y futuro en el período 0, los coeficientes de la función ortogonalizada serán:

$$RO_{1n}(s) = \frac{\partial \Delta i_s}{\partial v_{n0}} = \left[ \frac{\partial \Delta i_s}{\partial \epsilon_{10}} \frac{\partial \epsilon_{10}}{\partial v_{n0}} + \frac{\partial \Delta i_s}{\partial \epsilon_{20}} \frac{\partial \epsilon_{20}}{\partial v_{n0}} \right] \quad n=\{1,2\} \quad [53]$$

$$RO_{2n}(s) = \frac{\partial \Delta f_s}{\partial v_{n0}} = \left[ \frac{\partial \Delta f_s}{\partial \epsilon_{10}} \frac{\partial \epsilon_{10}}{\partial v_{n0}} + \frac{\partial \Delta f_s}{\partial \epsilon_{20}} \frac{\partial \epsilon_{20}}{\partial v_{n0}} \right] \quad n=\{1,2\} \quad [54]$$

Hay que tener en cuenta que el primer factor que aparece en cada uno de los dos términos de las expresiones [53] y [54] es igual a un coeficiente de la función de reacción sin ortogonalizar. Para calcular los otros factores es

<sup>(30)</sup> Los términos función de reacción a un impulso y función de reacción ortogonalizada se toman de Hamilton (1994).

imprescindible conocer la transformación que se debe realizar para ortogonalizar las variables. La transformación lineal de las perturbaciones se puede escribir a partir de las siguientes ecuaciones:

$$\begin{aligned}\epsilon_{10} &= av_{10} + bv_{20} \\ \epsilon_{20} &= cv_{10} + dv_{20}\end{aligned}\quad [55]$$

La condición que tienen que verificar los coeficientes  $a$ ,  $b$ ,  $c$ ,  $d$  es que la covarianza entre las perturbaciones  $v_{10}$  y  $v_{20}$  sea cero. Con el fin de reducir el número de parámetros se puede normalizar fijando los coeficientes  $a=d=1$ . Sin embargo, todavía subsisten dos parámetros, mientras que solo se dispone de una ecuación. Es decir, que existe un problema de subidentificación. En consecuencia, para identificar aquellos parámetros es necesario imponer alguna restricción. En estos casos, los dos esquemas de identificación que se suelen especificar consisten en imponer que uno de estos dos coeficientes es cero. Desde este punto de vista, existen dos esquemas de identificación posibles: imponer que  $b=0$  o imponer que  $c=0$ . En el primer caso, la condición de ortogonalidad permite recuperar el parámetro  $c$ :

$$c = \frac{\text{cov}(\epsilon_{10}, \epsilon_{20})}{\text{var}(\epsilon_{10})} \quad [56]$$

mientras que en el segundo caso se puede recuperar el parámetro  $b$ :

$$b = \frac{\text{cov}(\epsilon_{10}, \epsilon_{20})}{\text{var}(\epsilon_{20})} \quad [57]$$

Una vez que se dispone de estos parámetros ya se pueden calcular todos los factores de los términos de las expresiones [53] y [54].

## DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9708 **Jeffrey Franks:** Labor market policies and unemployment dynamics in Spain.
- 9709 **José Ramón Martínez Resano:** Los mercados de derivados y el euro.
- 9710 **Juan Ayuso and J. David López-Salido:** Are *ex-post* real interest rates a good proxy for *ex-ante* real rates? An international comparison within a CCAPM framework.
- 9711 **Ana Buisán y Miguel Pérez:** Un indicador de gasto en construcción para la economía española.
- 9712 **Juan J. Dolado, J. David López-Salido and Juan Luis Vega:** Spanish unemployment and inflation persistence: Are there phillips trade-offs?
- 9713 **José M. González Mínguez:** The balance-sheet transmission channel of monetary policy: The cases of Germany and Spain.
- 9714 **Olympia Bover:** Cambios en la composición del empleo y actividad laboral femenina.
- 9715 **Francisco de Castro and Alfonso Novales:** The joint dynamics of spot and forward exchange rates.
- 9716 **Juan Carlos Caballero, Jorge Martínez y M.ª Teresa Sastre:** La utilización de los índices de condiciones monetarias desde la perspectiva de un banco central.
- 9717 **José Viñals y Juan F. Jimeno:** El mercado de trabajo español y la Unión Económica y Monetaria Europea.
- 9718 **Samuel Bentolila:** La inmovilidad del trabajo en las regiones españolas.
- 9719 **Enrique Alberola, Juan Ayuso and J. David López-Salido:** When may peseta depreciations fuel inflation?
- 9720 **José M. González Mínguez:** The back calculation of nominal historical series after the introduction of the european currency (An application to the GDP).
- 9721 **Una-Louise Bell:** A Comparative Analysis of the Aggregate Matching Process in France, Great Britain and Spain.
- 9722 **Francisco Alonso Sánchez, Juan Ayuso Huertas y Jorge Martínez Pagés:** El poder predictivo de los tipos de interés sobre la tasa de inflación española.
- 9723 **Isabel Argimón, Concha Artola y José Manuel González-Páramo:** Empresa pública y empresa privada: titularidad y eficiencia relativa.
- 9724 **Enrique Alberola and Pierfederico Asdrubali:** How do countries smooth regional disturbances? Risksharing in Spain: 1973-1993.
- 9725 **Enrique Alberola, José Manuel Marqués y Alicia Sanchís:** Persistencia en el desempleo, independencia de los bancos centrales y su relación con la inflación. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9726 **Francisco Alonso, Juan Ayuso and Jorge Martínez Pagés:** How informative are financial asset prices in Spain?
- 9727 **Javier Andrés, Ricardo Mestre and Javier Vallés:** Monetary policy and exchange rate dynamics in the Spanish economy.
- 9728 **Juan J. Dolado, José M. González-Páramo and José Viñals:** A cost-benefit analysis of going from low inflation to price stability in Spain.

- 9801 **Ángel Estrada, Pilar García Perea, Alberto Urtasun y Jesús Briones:** Indicadores de precios, costes y márgenes en las diversas ramas productivas.
- 9802 **Pilar Álvarez Canal:** Evolución de la banca extranjera en el período 1992-1996.
- 9803 **Ángel Estrada y Alberto Urtasun:** Cuantificación de expectativas a partir de las encuestas de opinión.
- 9804 **Soyoung Kim:** Monetary Policy Rules and Business Cycles.
- 9805 **Víctor Gómez and Agustín Maravall:** Guide for using the programs TRAMO and SEATS.
- 9806 **Javier Andrés, Ignacio Hernando and J. David López-Salido:** Disinflation, output and unemployment: the case of Spain.
- 9807 **Olympia Bover, Pilar García-Perea and Pedro Portugal:** A comparative study of the Portuguese and Spanish labour markets.
- 9808 **Víctor Gómez and Agustín Maravall:** Automatic modeling methods for univariate series.
- 9809 **Víctor Gómez and Agustín Maravall:** Seasonal adjustment and signal extraction in economic time series.
- 9810 **Pablo Hernández de Cos e Ignacio Hernando:** El crédito comercial en las empresas manufactureras españolas.
- 9811 **Soyoung Kim:** Identifying European Monetary Policy Interactions: French and Spanish System with German Variables.
- 9812 **Juan Ayuso, Roberto Blanco y Alicia Sanchís:** Una clasificación por riesgo de los fondos de inversión españoles.
- 9813 **José Viñals:** The retreat of inflation and the making of monetary policy: where do we stand?
- 9814 **Juan Ayuso, Graciela L. Kaminsky and David López-Salido:** A switching-regime model for the Spanish inflation: 1962-1997.
- 9815 **Roberto Blanco:** Transmisión de información y volatilidad entre el mercado de futuros sobre el índice Ibex 35 y el mercado al contado.

---

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

**Información:** Banco de España  
Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión  
Teléfono: 91 338 5180  
Alcalá, 50. 28014 Madrid