

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

ROBERTO BLANCO

Servicio de Estudios del Banco de España en Madrid

En este trabajo se estudian las relaciones dinámicas entre los precios del mercado de futuros sobre el índice Ibex 35 y los de su mercado al contado. El enfoque utilizado se diferencia de la mayoría de los trabajos de la literatura en dos elementos: 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. La evidencia que se documenta es, al igual que los trabajos previos, favorable a la existencia de relaciones causales bidireccionales. Igualmente, se encuentra evidencia de asimetría en la transmisión de información: los flujos de información desde el futuro al contado son más importantes que los que se observan en la dirección contraria. No obstante, dicha asimetría se reduce cuando se introducen las dos innovaciones antes comentadas.

Palabras clave: futuros sobre índices, relaciones de causalidad, cointegración.

Clasificación JEL: G12, G14.

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 los mercados de futuros lleva a preguntarse cuál es la función que desempeñan y cuál es su interacción dinámica con los mercados al contado.

A menudo se argumenta que una de las funciones del mercado de futuros es 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

(*) Este artículo es una versión revisada del tercer capítulo de la tesis doctoral defendida, en octubre de 1998, en el Departamento de Fundamentos de la Facultad de Ciencias Económicas de la UPV. Agradezco a Gonzalo Rubio su labor como director de la tesis y a los miembros del tribunal por los comentarios que me formularon. Este trabajo se ha beneficiado, además, de los comentarios y sugerencias de los participantes en el seminario interno del Servicio de Estudios del Banco de España, y en especial de Soledad Núñez, y de dos evaluadores anónimos.

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 este mercado llevaría a que fuera éste 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 fijas¹. Igualmente, en Blanco (1999) 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.

Así pues, dado que la teoría no proporciona una respuesta exenta de ambigüedad sobre la dirección que toma la transmisión de información entre los dos mercados, la relevancia de dichos fenómenos sólo se puede estudiar empíricamente. En este sentido, conviene señalar que el estudio empírico de las relaciones dinámicas de los precios entre el mercado de futuros y el de contado ha recibido, durante la última década, una gran atención en la literatura tanto a nivel internacional como nacional. 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), Muñoz *et al.* (1997), Pardo y Climent (2000). La conclusión general de estos trabajos es que la información se transmite principalmente en la dirección futuro-contado². En algunos trabajos también se encuentra una transmisión en la dirección contraria, aunque su importancia es considerablemente menor.

Estos resultados, que van en la misma línea que la evidencia documentada en los mercados internacionales, minimizan, en cierta medida, el papel del mercado al contado en el proceso de formación de precios y enfatizan la función del mercado de futuros como transmisor de información. Sin embargo, estos trabajos se basan en enfoques que no están exentos de problemas.

(1) Más formalmente, Chan (1992) nota 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: $\sum w_i |\Delta s_i| \geq \sum w_i \Delta s_i$ donde w_i es la ponderación del valor i , y Δs_i es la variación del precio del mismo valor. Nótese que la parte izquierda es el beneficio en el mercado de contado, y la derecha es el beneficio en el mercado de futuros.

(2) En Muñoz *et al.* (1997) se encuentra evidencia de una relación causal unidireccional desde el contado al futuro. No obstante, estos resultados pueden estar afectados por la utilización de datos de cierre.

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 aproximaciones 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 ésta 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. En dicho trabajo se encuentra que con la metodología propuesta se modifica el sentido de la causalidad encontrado previamente por Stephan y Whaley (1990). En el ámbito de los mercados de futuros este enfoque solamente ha sido seguido por Shyy *et al.* (1996), quienes lo aplican al mercado francés. Pardo y Climent (2000) también utilizan el punto medio de la horquilla para aproximar el precio del futuro sobre el Ibex 35 pero, en cambio, toman el precio de la última transacción en el mercado al contado.

Otra limitación metodológica de algunos trabajos es que los modelos se especifican en primeras diferencias, lo que no es apropiado si los precios en ambos mercados están cointegrados. En efecto, tal como mostraron Engle y Granger (1987), en dichas circunstancias la especificación correcta de la dinámica de 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 podría enriquecer el estudio de la dinámica de los precios.

En este contexto, el objetivo de este trabajo es el análisis empírico de las relaciones dinámicas entre los precios del mercado de futuros sobre el índice Ibex 35 y los del mercado al contado. La principal aportación del trabajo reside en la introducción simultánea de dos innovaciones en cuanto a la definición de las variables en el modelo que describe el comportamiento dinámico de los precios. Aunque algunas de estas nuevas definiciones fueron propuestas anteriormente, la novedad de este trabajo es que se consideran ambas simultáneamente, y se comparan con los resultados que se derivan del enfoque tradicional. Las innovaciones que se introducen son: i) la utilización del punto medio de las horquillas de precios comprador-vendedor en lugar de los precios de transacción, y ii) la corrección del índice bursátil por el *cost of carry*.

El resto del artículo está estructurado de la siguiente forma. En la segunda sección se describe la base de datos utilizada y se definen las variables objeto de análisis, en la tercera se estudian las relaciones dinámicas de los precios y, finalmente, en la cuarta sección se sintetizan las principales conclusiones.

1. DATOS

La información de base que se utiliza en este trabajo fue facilitada por la CNMV y está compuesta por información intradía, agrupada en intervalos de cinco minutos entre las 11:00 h. y las 17:00 h.³ para el período comprendido entre el 11/01/95 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 período y para el contrato de futuros de vencimiento más próximo, la información disponible es la siguiente: día, hora, mejor precio de compra, mejor precio de venta y precio de la última transacción. La información sobre los precios del mercado bursátil a las 11:00 h. refleja el precio de apertura.

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:

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

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 éstas 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 [1] puede comprobarse que, mientras no se produzcan ajustes en el índice⁴, el cociente entre el valor de éste 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:

$$IBEX35_t = m_t CAPIT_t \quad [2]$$

Según la expresión [2], 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 acciones⁵. Aplicando esta expresión se generaron dos series de índices: una calculada a partir de los precios de la última operación (IBEXT),

(3) Este es el horario de negociación en el que estaban abiertos simultáneamente el mercado bursátil y el mercado de futuros MEFV RV durante el período 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.

(4) Durante el período objeto de estudio se produjeron un total de 8 ajustes en el índice.

(5) Esta es la forma de cálculo que se sigue para el cómputo oficial del índice Ibex 35.

forma de cálculo que coincide con la metodología oficial⁶, y otra a partir del punto medio de la horquilla formada por los mejores precios de compra y de venta (IBEXO).⁷ 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 h, aunque dicha circunstancia solamente se produce en el 4% de las sesiones de la muestra.

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:

$$f_t = i_t + (r_t - \rho_t)d \quad [3]$$

donde f_t es el logaritmo del precio del futuro que vence dentro de d días, i_t es el logaritmo del índice bursátil subyacente, r_t es el tipo de interés y ρ_t es la tasa de rentabilidad por dividendos del índice, estando todas estas variables medidas en el instante t . El segundo término de la parte derecha de la igualdad es 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 aproximar 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 sesión⁸ y que, en términos medios, éste coincide con la diferencia entre el precio del futuro y el del contado⁹, éste se puede estimar a partir de:

$$c_j = \frac{\sum_{t \in j} f_t}{N_j} - \frac{\sum_{t \in j} i_t}{N_j} \quad [4]$$

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:

$$ic_t = i_t + c_t \quad [5]$$

(6) 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.

(7) El valor del multiplicador fue proporcionado por la Sociedad de Bolsas.

(8) Este supuesto no es demasiado restrictivo ya que, en la práctica, y de acuerdo con la expresión [3], el *cost of carry*, dentro de una sesión, será normalmente mucho más estable que el índice.

(9) Este supuesto se cumplirá si el futuro está bien valorado en media (es decir, si coincide con su valor teórico), lo que no excluye que se puedan producir desajustes transitorios entre el valor de mercado y el valor teórico.

donde $c_t = c_j$ para todo t perteneciente a j . Asimismo, se puede definir la sobrevaloración del contado sobre el futuro como¹⁰:

$$s_t = ic_t - f_t \quad [6]$$

Aplicando las expresiones [5] y [6] se generaron dos series de índices corregidos y dos series de sobrevaloraciones, ambas en términos logarítmicos, aproximando los precios en ambos mercados, en un caso, a partir de los precios de transacción, y en el otro caso, a partir del punto medio de las horquillas.

En el cuadro 1 aparecen algunos estadísticos descriptivos de las variables estudiadas en este trabajo. Por lo que se refiere a los rendimientos, destaca la mayor volatilidad de los futuros, característica esta que se ha observado también en otros trabajos. En cuanto a la sobrevaloración del contado, destaca su reducida desviación típica (0,10%), lo que sugiere que la aproximación que se utiliza para estimar el *cost of carry* es razonablemente buena. De hecho, 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 índice¹¹ y del futuro. Este resultado indica que, por lo menos, en el 91,6% de las observaciones de la muestra el arbitraje no era posible¹².

En el gráfico 1, se representa la evolución del *cost of carry* estimado. Las principales características de esta serie son las siguientes:

- i) Oscila en un rango comprendido entre -0,4% y 0,8%.
- ii) Presenta unos valores positivos durante la mayor parte del período, con la excepción de los meses de enero, febrero y junio.
- iii) En las fechas de vencimiento la serie se encuentra próxima a cero.

Todas estas características están en línea con las propiedades que debe tener el *cost of carry* de acuerdo con la teoría. En efecto, el *cost of carry* está formado por dos componentes con distinto signo: el efecto de la financiación, cuyo impacto es positivo y depende del nivel de los tipos de interés, y la rentabilidad por dividendos, cuyo impacto es negativo. Tomando los tipos de interés del período estudiado y el importe de los dividendos pagados por las compañías que forman parte del índice se obtienen unos valores del *cost of carry* que se encuentran dentro del rango estimado. El hecho de que el *cost of carry* tome un valor positivo durante la mayor parte del período se explica porque el impacto de la financiación es, en el período estudiado, superior al de los dividendos, con la excepción de los meses de enero y junio, durante los cuales se concentra el pago de la mayor parte de los dividendos. Finalmente, de acuerdo con la teoría, en las fechas de los vencimientos el *cost of carry* debe ser igual a cero.

(10) Nótese que la sobrevaloración se mide en términos relativos ya que las variables están en logaritmos.

(11) 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, respectivamente, 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.

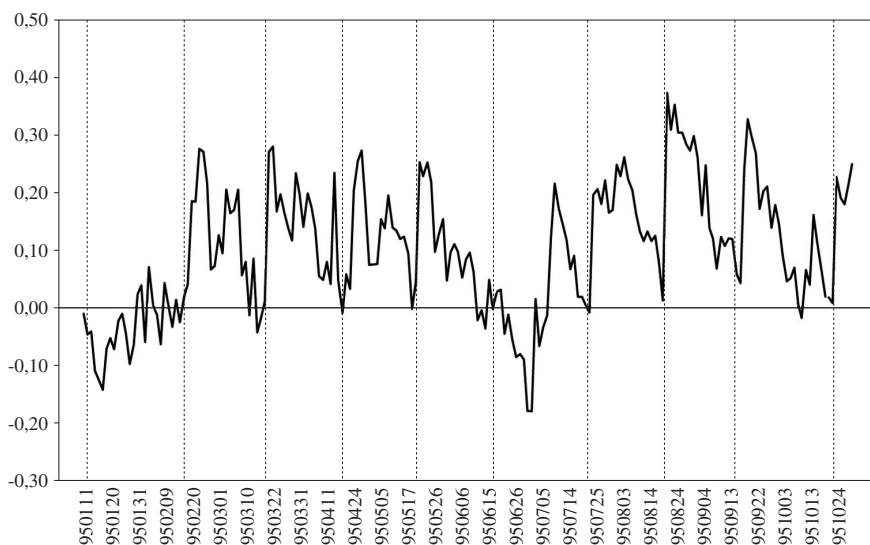
(12) Estos resultados son coherentes con los encontrados por Pardo (1996), en el que se estudia la existencia de oportunidades de arbitraje en el mercado español de futuros sobre renta variable.

Cuadro 1: ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE VARIABLES

	Media	Desv. típica	Mínimo	Máximo
Rendimientos (%)				
Contado	0,00	0,06	-0,64	0,73
Futuro	0,00	0,08	-0,79	0,72
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. La sobrevaloración del contado se mide como la diferencia logarítmica entre el índice Ibx 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.

Gráfico 1: *COST OF CARRY* ESTIMADO



Las líneas verticales representan los vencimientos mensuales de los contratos.

2. RELACIÓN DINÁMICA DE LOS PRECIOS

2.1. Especificación del modelo

Al igual que otros trabajos de la literatura, en este artículo las relaciones temporales de los precios negociados en los dos mercados objeto de análisis (futuro y contado) se estudian a partir de la estimación de un modelo VAR. Sin embargo, las series de precios que se utilizan en el modelo se diferencian en dos características de las de la mayoría de los trabajos de la literatura. La primera consiste en tomar el punto medio de las horquillas comprador-vendedor en lugar de los precios de transacción y la segunda en la corrección del índice para expresarlo en términos del futuro, sumándole para ello una estimación del *cost of carry*, siguiendo el procedimiento descrito en la segunda sección.

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 de precios aparecen con una frecuencia superior a la de las transacciones, pues sólo un subconjunto de las órdenes introducidas en el sistema terminan cruzándose¹³. En consecuencia, la información que proporcionan las horquillas es más actualizada que la que contienen las transacciones. En este sentido, la utilización de las horquillas parece más adecuada para estudiar en qué mercado se incorpora primero la información¹⁴.

Adicionalmente, con el punto medio de la horquilla, se elimina la variabilidad de los precios de transacción entre los dos lados de ésta, 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 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 capturase mejor las relaciones dinámicas entre los dos mercados.

Como es conocido, la especificación correcta de la dinámica requiere un estudio previo del orden de integración de las series así como de la existencia de relaciones de cointegración. El orden de integración de las series se estudia a partir de los contrastes de Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller aumentado (DFA). En el cuadro 2 aparecen los resultados de estos contrastes 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.

(13) 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 fue de 13.410.

(14) Este enfoque no excluye que, para otros fines, pueda ser más adecuado utilizar los precios de transacción.

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 2).

Cuadro 2: CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS 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
Δic_t	-107,84*	-78,72*	1	10,44
Δf_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, en ambos casos se utiliza el punto medio de la horquilla.

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 Δic_t y Δf_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%.

Una vez que se encuentra que las dos series de precios presentan una raíz unitaria, se pasa a contrastar si éstas 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 de cointegración:

$$ic_t = a + bf_t + \mu_t \quad [7]$$

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.

De acuerdo con la teoría, el coeficiente a de dicha ecuación debe ser igual a cero, mientras que el coeficiente b debe ser igual a la unidad (véase ecuación [3]). Dicha inferencia de la teoría es confirmada por la evidencia contenida en el cuadro 3, 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 regresión¹⁵.

(15) 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.

Según se observa en el panel B del cuadro 3, 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 modelo VAR con mecanismo de corrección de error. En consecuencia, el modelo que se estima es el siguiente:

$$\Delta i_t = a_1 + \sum_{j=1}^p b_{1j} \Delta i_{t-j} + \sum_{j=1}^p c_{1j} \Delta f_{t-j} + \lambda_1 s_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad [8]$$

$$\Delta f_t = a_2 + \sum_{j=1}^p b_{2j} \Delta i_{t-j} + \sum_{j=1}^p c_{2j} \Delta f_{t-j} + \lambda_2 s_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad [9]$$

donde Δi_t y Δf_t son las primeras diferencias (rendimientos) de los logaritmos del índice y del futuro, s_{t-1} es la sobrevaloración del índice respecto al contado y retardada un período, p es el número máximo de retardos y ε_{1t} y ε_{2t} son perturbaciones que se suponen ruido blanco.

Nótese que la corrección por el *cost of carry* solamente afecta a la ecuación de cointegración y, en consecuencia, al término de corrección del error (TCE) ya que, al suponerse que el *cost of carry* es fijo dentro de la sesión, la primera diferencia del precio al contado no se ve modificada. Con esta especificación el TCE mide la sobrevaloración del contado en relación con el futuro.

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 podría estimar el siguiente modelo:

$$i_t = \sum_{j=1}^T \alpha_j D_j + \beta f_t + \mu_t \quad [10]$$

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, y T es el número de sesiones en la muestra.

En cualquier caso, tal como se muestra a continuación, el enfoque que se ha seguido en este trabajo 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 α_j de la ecuación [10] con la restricción de que el coeficiente β es igual a 1. En efecto, la estimación del modelo [10] con aquella restricción produce el siguiente resultado $\alpha_j^e = -c_j$, donde c_j es la estimación del *cost of carry* (véase ecuación [4]). 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 [10] con la restricción de que los coeficientes α_j son iguales a la estimación de la primera etapa más una constante. En efecto, por definición:

$$ic_t = i_t - \sum_{j=1}^T \alpha_j^e D_j \quad [11]$$

Entonces, la ecuación de cointegración estimada:

$$ic_t = a + b f_t + \mu_t \quad [12]$$

se puede reescribir como

$$i_t = a + \sum_{j=1}^T \alpha_j^e D_j + b f_t + \mu_t \quad [13]$$

**Cuadro 3: CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN ENTRE
LOS PRECIOS DEL CONTADO Y EL FUTURO**

Panel A: Ecuación de cointegración

Variable	Coefficiente	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: $ic_t = a + b f_t + \alpha_t$, 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.

p : 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%.

2.2. Resultados

Los principales resultados de la estimación de las ecuaciones [8] y [9] aparecen en el cuadro 4. En la especificación del modelo se ha fijado el mismo número de retardos en las dos ecuaciones y variables y se ha seguido un contraste de razón de verosimilitudes aplicado a la estimación conjunta de las dos ecuaciones. Concretamente, se parte inicialmente de un modelo con 10 retardos y se va reduciendo éste siempre que se acepte la hipótesis de valor nulo en los coeficientes eliminados. 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.

El contraste de la existencia de una relación de causalidad de los precios en el sentido de Granger en la dirección de futuro a contado requiere un estudio de la significatividad conjunta de los coeficientes c_{1j} y λ_1 . Igualmente, para el estudio de causalidad en el sentido contrario se lleva a cabo el contraste de significatividad conjunta de los coeficientes b_{2j} y λ_2 . En ambos casos el contraste que se aplica es el de razón de verosimilitudes que, bajo la hipótesis nula, se distribuye asintóticamente como una χ^2 con $p+1$ grados de libertad.

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, ésta ocurre 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 al 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 produce 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 4, 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, resultado este que coincide con la evidencia que se encuentra en otros trabajos de la literatura.

Cuadro 4: RELACIÓN DINÁMICA DE LOS PRECIOS EN LOS DOS MERCADOS (CONTADO Y FUTURO), UTILIZANDO EL PUNTO MEDIO DE LA HORQUILLA DE PRECIOS Y CORRIENDO EL ÍNDICE POR EL COST OF CARRY

Ecuación contado. Variable endógena: Δi_t		Ec. futuro. Variable endógena: Δf_t	
R ² : 0,15	N: 14.327	R ² : 0,02	N: 14.327
Var. Independiente	Coefficiente	Estadístico t	Estadístico t
Δi_{t-1}	0,003	0,15	5,25*
Δi_{t-2}	-0,058	-3,89*	-2,49**
Δi_{t-3}	-0,022	-1,71	0,47
Δf_{t-1}	0,217	18,73*	2,97*
Δf_{t-2}	0,064	5,83*	-0,18
Δf_{t-3}	0,038	3,70*	-0,05
s_{t-1}	-0,094	-12,45*	7,83*
Contraste LR causalidad	Valor	p-valor	p-valor
Q(10)	1.740,67	0,00	0,00
	15,95	0,11	0,77
Contraste LR causalidad	Valor	Valor	p-valor
Q(10)	193,29	6,52	0,00

Las dos ecuaciones se han estimado por MCO. El futuro y el índice Ibx 35 se han calculado a partir del punto medio de la horquilla de precios. $\Delta i_{t,j}$ para $j = 0, \dots, 3$ es la primera diferencia del logaritmo del índice retardada j períodos, $\Delta f_{t,j}$ para $j = 0, \dots, 3$ es la primera diferencia del logaritmo del futuro retardada j períodos, $s_{t,j}$ es la sobrevaloración del contado retardada un período, y se define como la diferencia logarítmica entre el índice Ibx 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 = $2(\ln_{sr} - \ln_r)$, 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 χ^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 $\Delta i_{t,j}$ para $j = 1, \dots, 3$ y de la variable s_{t-1} . En la ecuación del futuro la H_0 es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables $\Delta i_{t,j}$ para $j = 1, \dots, 3$ y de la variable s_{t-1} .

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%.

Comparando los resultados que se acaban de presentar con los de otros trabajos de la literatura, se aprecian algunas diferencias importantes. En primer lugar, se encuentra una menor asimetría de los coeficientes que capturan la interacción entre los mercados, lo que parece sugerir que la transmisión de información desde el contado al futuro es más importante de lo que se deduce del enfoque tradicional. En segundo lugar, se encuentra que 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.¹⁶ Por último, la velocidad con la que se ajustan los precios a la relación a largo plazo, aproximada por el valor absoluto del coeficiente del TCE, es sustancialmente más alta que la que se documenta en la literatura. Este resultado no es sorprendente puesto que, bajo la especificación seguida en este trabajo, la relación de largo plazo recoge una condición de arbitraje, mientras que con el enfoque tradicional aquella relación capta la convergencia al vencimiento entre los dos precios.

En Lafuente (1995), por ejemplo, se estiman unos coeficientes del TCE que son, en valores absolutos, más de cinco veces inferiores a los nuestros. Como muestra de la mayor asimetría que se encuentra en aquel trabajo pueden compararse los coeficientes que capturan la interacción entre los mercados. 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 dichos 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, la novedad de los 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 introducidas.

En el cuadro 5 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 transacción¹⁷. Los resultados que se obtienen son similares a los de Lafuente (1995) y van en la misma línea que la evidencia documentada en otros trabajos. En concreto, se encuentra que la especificación del modelo incluye un mayor número de retardos (se pasa de tres a ocho), así como una menor 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

(16) Posiblemente, la no corrección por el *cost of carry* puede que introduzca un sesgo en la relación dinámica de los precios por la existencia de un componente no estacionario que converge a cero con cada vencimiento. Agradezco este comentario a un evaluador anónimo.

(17) 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 raíces unitarias y 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.

Cuadro 5: RELACIÓN DINÁMICA DE LOS PRECIOS EN LOS DOS MERCADOS (CONTADO Y FUTURO), UTILIZANDO EL PRECIO DE LA ÚLTIMA TRANSACCIÓN Y SIN CORREGIR EL ÍNDICE POR EL *COST OF CARRY*

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

Las dos ecuaciones se han estimado por MCO. El futuro y el índice Ibx 35 se han calculado con el precio de la última transacción.

Δi_{t-j} para $j = 0, \dots, 8$ es la primera diferencia del logaritmo del índice retardada j periodos, Δf_{t-j} para $j = 0, \dots, 8$ es la primera diferencia del logaritmo del futuro retardada j periodos, μ_{t-1} 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 = $2(l_{sr} - l_r)$, 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 χ^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 Δf_{t-j} para $j = 1, \dots, 8$ y de la variable μ_{t-1} . En la ecuación del futuro la H_0 es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables Δi_{t-j} para $j = 1, \dots, 8$ y de la variable μ_{t-1} .

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%.

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 éstos 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. Así, en el cuadro 6 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. En comparación con el cuadro 5, parece observarse una menor asimetría entre las dos ecuaciones. Así, en la ecuación del contado, los coeficientes que recogen el impacto de los retardos del futuro tienden a reducirse. De hecho, la suma de estos coeficientes significativos al 5% pasa de 0,87 a 0,61. Igualmente, se reduce el valor absoluto del coeficiente del TCE en la ecuación del contado. En la ecuación del futuro los cambios en relación con el cuadro 5 son muy marginales.

En el cuadro 7 aparecen los resultados que se obtienen cuando se toman los precios de transacción y se corrige por el *cost of carry*. En comparación con el cuadro 5, se observa que el TCE gana importancia a la hora de explicar la dinámica, lo que se aprecia tanto en el hecho de que este pasa a ser significativo en ambas ecuaciones como en que el modelo estimado incorpora un menor número de retardos (se pasa de ocho a cuatro).

Una forma alternativa de comparar los diferentes modelos estimados es a partir de las funciones de reacción a un impulso. Estas 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. Este tipo de análisis parece claramente preferible al que se suele realizar 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.

En el cuadro 8 aparecen los efectos a largo plazo que se derivan de la función de reacción ortogonalizada, normalizados por la desviación típica. El efecto a largo plazo se define como el impacto acumulado de un *shock* en los precios de un mercado sobre el nivel de precios del otro mercado hasta que se restablece el equilibrio, y se calcula como el valor al cual converge la suma de los coeficientes de la función. Por lo que respecta a la ortogonalización de las perturbaciones, ésta se realiza con la finalidad de recoger la existencia de correlación entre los residuos de las dos ecuaciones. Dado que no existe una única forma de ortogonalizar las perturbaciones, se ha optado por ofrecer dos esquemas de identificación alternativos, así como la media de ambos.

Aunque, como era de esperar, los resultados dependen del esquema de identificación elegido, los resultados del análisis permiten extraer algunas conclusiones interesantes. En primer lugar, se observa en todas las modelizaciones que, en media, los impactos más importantes aparecen en la dirección futuro-contado, confirmando las conclusiones que se habían anticipado al estudiar los coeficientes de las dos ecuaciones estimadas.

Cuadro 6: RELACIÓN DINÁMICA DE LOS PRECIOS EN LOS DOS MERCADOS (CONTADO Y FUTURO), UTILIZANDO EL PUNTO MEDIO DE LA HORQUILLA DE PRECIOS Y SIN CORREGIR EL ÍNDICE POR EL COST OF CARRY

Ecuación contado. Variable endógena: Δf_t		Ec. futuro. Variable endógena: Δf_t	
R ² : 0,12	N: 14.322	R ² : 0,01	N: 14.322
Var. Independiente	Coefficiente	Estadístico t	Estadístico t
Δf_{t-1}	-0,047	-2,62*	7,10*
Δf_{t-2}	-0,102	-6,47*	-0,94
Δf_{t-3}	-0,062	-4,49*	1,60
Δf_{t-4}	-0,045	-3,33*	0,02
Δf_{t-5}	-0,018	-1,31	2,54**
Δf_{t-6}	-0,006	-0,46	1,88
Δf_{t-7}	-0,013	-1,02	-0,13
Δf_{t-8}	-0,007	-0,62	0,68
Δf_{t-1}	0,281	25,56*	-0,42
Δf_{t-2}	0,116	10,41*	-2,86*
Δf_{t-3}	0,084	7,90*	-2,15**
Δf_{t-4}	0,045	4,47*	-1,22
Δf_{t-5}	0,048	4,76*	-1,20
Δf_{t-6}	0,021	2,08**	-1,84
Δf_{t-7}	0,017	1,68	-0,88
Δf_{t-8}	0,018	1,97**	-0,71
μ_{t-1}	-0,009	-4,64*	0,78
Contraste LR causalidad	Valor	p-valor	p-valor
Q(10)	1.566,02	0,00	0,00
	3,78	0,96	1,00

Las dos ecuaciones se han estimado por MCO. El futuro y el índice Ibox 35 se han calculado con el precio de la última transacción. $\Delta f_{t,j}$ para $j = 0, \dots, 8$ es la primera diferencia del logaritmo del índice retardada j periodos, $\Delta f_{t,j}$ para $j = 0, \dots, 8$ es la primera diferencia del logaritmo del futuro retardada j periodos, $\mu_{t,j}$ 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 = $2(\ln_{\text{gr}} - \ln_{\text{lib}})$, donde \ln_{gr} y \ln_{lib} 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 χ^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 $\Delta f_{t,j}$ para $j = 1, \dots, 8$ y de la variable μ_{t-1} . En la ecuación del futuro la H_0 es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables $\Delta f_{t,j}$ para $j = 1, \dots, 8$ y de la variable μ_{t-1} . Estadístico t calculado con errores estándar robustos a heteroscedasticidad [White (1980)]. Q(10) es el estadístico de Ljung-Box para 10 retardos. N: Nº de observaciones; (*) significativo al 1%; (**) significativo al 5%.

Cuadro 7: RELACIÓN DINÁMICA DE LOS PRECIOS EN LOS DOS MERCADOS (CONTADO Y FUTURO), UTILIZANDO EL PRECIO DE LA ÚLTIMA OPERACIÓN Y CORRIENDO EL ÍNDICE POR EL *COST OF CARRY*

Ecuación contado. Variable endógena: Δi_t		Ecu. futuro. Variable endógena: Δf_t		
R ² : 0,14	N: 14.326	R ² : 0,01	N: 14.326	
Var. Independiente	Coefficiente	Estadístico t	Coeficiente	Estadístico t
Δi_{t-1}	-0,062	-3,77*	0,064	3,52*
Δi_{t-2}	-0,079	-5,78*	-0,033	-2,04**
Δi_{t-3}	-0,042	-3,47*	-0,002	-0,13
Δi_{t-4}	-0,021	-1,85	-0,005	-0,33
Δf_{t-1}	0,193	14,63*	-0,021	-1,32
Δf_{t-2}	0,093	7,89*	-0,012	-0,78
Δf_{t-3}	0,049	4,54*	-0,014	-0,97
Δf_{t-4}	0,024	2,43**	0,008	0,60
s_{t-1}	-0,163	-15,87*	0,080	7,33*

Contraste LR causalidad	Valor	p-valor	Valor	p-valor
Q(10)	2.096,37	0,00	147,54	0,00
	4,10	0,94	4,81	0,91

Las dos ecuaciones se han estimado por MCO. El futuro y el índice Ibox 35 se han calculado a partir del precio de la última transacción. Δi_{t-j} para $j = 0, \dots, 4$ es la primera diferencia del logaritmo del índice retardada j periodos, Δf_{t-j} para $j = 0, \dots, 4$ es la primera diferencia del logaritmo del futuro retardada j periodos, s_{t-j} es la sobrevaloración del contado retardada a un periodo, y se define como la diferencia logarítmica entre el índice Ibox 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 = $2(\ln L_{sr} - \ln L_r)$, 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 χ^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 Δi_{t-j} para $j = 1, \dots, 4$ y de la variable s_{t-1} . En la ecuación del futuro la H_0 es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables Δi_{t-j} para $j = 1, \dots, 4$ y de la variable s_{t-1} .

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%.

Por otra parte, la comparación del modelo en el que se introducen las dos innovaciones (modelo 1) con aquel en el que se relajan éstas (modelo 2) muestra que, independientemente del esquema de indentificación utilizado, en el primero se reduce la asimetría en la transmisión de información entre los dos mercados. La comparación del modelo 2 con los modelos en los que se relajan por separado las dos innovaciones (modelos 3 y 4), pone de manifiesto que el efecto de cada una de estas innovaciones va en la dirección de reducir la asimetría en la bidireccionalidad de la relación de causalidad que se deriva del modelo tradicionalmente estimado en la literatura (modelo 2); es decir, que refuerzan la causalidad en la dirección contado a futuro.

Cuadro 8: COMPARACIÓN DE LAS FUNCIONES DE REACCIÓN A UN IMPULSO EN LAS CUATRO MODELIZACIONES ALTERNATIVAS DE LOS PRECIOS

	Esquema identificación 1 (1)	Esquema identificación 2 (2)	Media (3)
<i>Modelo 1</i>			
Impulso contado	0,640	0,240	0,440
Impulso futuro	0,433	0,734	0,584
<i>Modelo 2</i>			
Impulso contado	0,532	0,075	0,304
Impulso futuro	0,668	0,850	0,759
<i>Modelo 3</i>			
Impulso contado	0,576	0,095	0,336
Impulso futuro	0,612	0,835	0,724
<i>Modelo 4</i>			
Impulso contado	0,619	0,205	0,412
Impulso futuro	0,535	0,792	0,664

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

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

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

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

En este cuadro aparecen el impacto a largo plazo estimado de un movimiento de 10 veces la desviación típica en % en los precios de un mercado sobre el nivel de precios del otro mercado. Se entiende por efecto a largo plazo el impacto acumulado hasta que se restablece el equilibrio. Las perturbaciones se ortogonalizan imponiendo alguna restricción sobre la siguiente transformación lineal: $\varepsilon_{10} = v_{10} + bv_{20}$; $\varepsilon_{20} = cv_{10} + v_{20}$.

(1) Las perturbaciones se ortogonalizan imponiendo $b = 0$.

(2) Las perturbaciones se ortogonalizan imponiendo $c = 0$.

(3) Media entre esquemas 1 y 2.

En conclusión, la comparación de las funciones de reacción a un impulso de los diferentes modelos estimados sugiere 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 parcialmente atribuible al problema de la contratación infrecuente y al hecho de que la especificación seguida no tiene en cuenta que las dos series de precios están relacionadas por el *cost of carry*.

3. CONCLUSIONES

En este trabajo se han estudiado las relaciones dinámicas de los precios entre el mercado de futuros sobre el Ibex 35 y su mercado al contado. En comparación con otros trabajos previos, se han introducido las siguientes dos innovaciones: i) la utilización del punto medio de las horquillas de precios comprador-vendedor en lugar de los precios de transacción, y ii) 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.

La evidencia que se documenta sugiere la existencia de una causalidad bidireccional entre los precios del futuro 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, que coincide con el que se ha documentado en otros trabajos previos, 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. No obstante, en comparación con otros trabajos, se encuentra una menor asimetría en la transmisión de información entre los mercados, que es atribuible a las dos innovaciones introducidas. Esta evidencia sugiere que los resultados de la literatura pueden estar sesgando al alza la importancia que ejerce el futuro sobre el contado.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Admati y Plederer (1988): "A theory of intraday patterns: volume and price variability", *Review of Financial Studies*, 5, págs. 3-40.
- Blanco, R. (1999): *El mercado español de renta variable. Análisis de la liquidez e influencia del mercado de derivados*, Estudios Económicos, 66, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Caballero, J.M. y A. Novales (1995): "The Spanish stock market futures contract: a first analysis", mimeo.
- 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, págs. 123-152.
- Chan, K., Y.P. Chung y H. Johnson (1993): "Why option prices lag stock prices: a trading-based explanation", *The Journal of Finance*, 48, págs. 1.957-1.967.
- Climent, F.J. y A. Pardo (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.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987): "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica*, 55, págs. 251-276.

- Kyle, A. (1985): "Continuous auctions and insider trading", *Econometrica* 53, págs. 1.315-1.335.
- Lafuente, J.A. (1995): "Rendimientos y volatilidad en el mercado español de futuros sobre el Ibex 35", mimeo.
- Muñoz, M.J., A. Fernández y L. Nieto (1997): "Análisis de causalidad entre el IBEX-35 y el futuro sobre el índice en un contexto de cointegración", *Análisis Financiero*, 71, págs. 16-26.
- Newey, W.K. y K.D. West (1987): "A simple positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, 55, págs. 703-708.
- Pardo (1996): "Valoración y arbitraje en contratos de futuro", *Revista de Economía Aplicada*, 4, págs. 27-55.
- Pardo, A. y F.J. Climent (2000): "Relaciones temporales entre el contrato de futuro sobre el IBEX 35 y su activo subyacente", *Investigaciones Económicas*, 24, págs. 219-236.
- Shyy, G., V. Vijayraghavan y B. Scott-Quinn (1996): "A further investigation of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market with the use of bid-ask quotes: the case of France", *The Journal of Futures Markets*, 16:4, págs. 405-420.
- Stephan, J.A. y R.E. Whaley (1990): "Intraday price change and trading volume relations in the stock and stock option markets", *The Journal of Finance*, 45, págs. 191-220.
- Subrahmanyam, A. (1991): "A theory of trading in stock index futures", *The Review of Financial Studies* 4, págs. 17-51.
- White, H. (1980): "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity" *Econometrica*, 48, págs. 721-746.

Fecha de recepción del original: diciembre, 2000

Versión final: septiembre, 2002

ABSTRACT

In this paper we analyse the dynamic relationship between Ibex 35 futures and cash market prices. Two innovations are introduced: i) mid bid-ask point is used instead of traded prices and ii) cost-of-carry is introduced in the cointegrating equation between cash and futures prices. We find evidence of bidirectional causality. Similarly, and following the majority line in the literature, we confirm that the causal relationship from futures to cash is stronger than in the other direction. However, this asymmetry is less significant when the two aforementioned innovations are introduced.

Key words: index futures, causal relationships, cointegration.

JEL classification: G12, G14.