

RELACIONES TEMPORALES ENTRE EL CONTRATO DE FUTURO SOBRE IBEX-35 Y SU ACTIVO SUBYACENTE

ÁNGEL PARDO
FRANCISCO CLIMENT
Universidad de Valencia

Los sistemas de negociación electrónicos de los mercados de acciones y de futuros sobre el IBEX-35 llevan a plantearse si las relaciones de liderazgo entre el mercado de futuro y el de contado, que están documentadas en un gran número de trabajos, también se presentan en el mercado español. En esta nota se estudia dicha relación a partir de los precios de las últimas transacciones realizadas cada minuto utilizando la metodología de cointegración propuesta por Johansen. Posteriormente, se comprueba si dicha relación se modifica al considerar los efectos de la negociación infrecuente en el mercado de contado y el efecto de la horquilla de precios en el mercado de futuro. Los resultados indican la existencia de una transmisión de información en un doble sentido, aunque la capacidad predictiva del mercado de futuros sobre IBEX-35 es mayor que la del contado y no está explicada por las inercias que se producen en el cálculo de los precios publicados en ambos mercados. .

Palabras clave: Índice IBEX-35, mercado de futuro, relación de liderazgo, negociación infrecuente, horquilla de precios

(JEL G19, C22, C32)

1. Introducción

El desarrollo de los mercados de futuro sobre índice bursátil, los crecientes volúmenes de negociación en los mercados de acciones y la proliferación de sistemas electrónicos de negociación y de difusión de

Una versión preliminar de este trabajo se recoge en el Working Paper 96-13 del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE). Este trabajo se ha realizado en el marco del Proyecto de Investigación Precompetitivo UV98-2716 de la Universidad de Valencia. Los autores desean agradecer la ayuda prestada por la Fundación Caja de Madrid y los valiosos comentarios realizados por los profesores Vicente Meneu y Dulce Contreras y por dos evaluadores anónimos de la revista. Los posibles errores que subsistan son únicamente de nuestra responsabilidad.

precios, en la mayoría de los mercados financieros, han sido los principales causantes de que una gran cantidad de trabajos se haya centrado, últimamente, en el estudio de relaciones de asincronía entre los mercados de contado y de futuro con el fin de detectar relaciones de liderazgo intradía de un mercado sobre otro.

Tal y como indican Stoll y Whaley (1990, p. 443), bajo los supuestos de un mercado eficiente con tipos de interés constantes, las desviaciones típicas de los rendimientos del contrato de futuro y del índice al contado tienen que ser las mismas, los rendimientos contemporáneos de ambos mercados tienen que estar perfectamente correlacionados, y los rendimientos no contemporáneos no deben presentar correlación alguna. Esto quiere decir que la nueva información se ha de incorporar en los dos mercados de forma simultánea e instantánea y que ninguno de los dos ha de tener mayor capacidad para incorporarla. En este sentido, si un mercado reaccionara de forma más rápida que el otro, la justificación habría que buscarla en las imperfecciones del mercado.

Entre los diferentes motivos señalados en la literatura como los posibles causantes de los adelantos o retrasos de un mercado sobre otro destaca el problema de la negociación infrecuente de las acciones que componen el índice. Dicho problema se pone de manifiesto cuando se quiere establecer el *verdadero valor* del índice bursátil y alguna de las acciones que lo componen no ha sido negociada en el intervalo de tiempo que se ha escogido. La repetición de precios de las acciones con baja frecuencia puede provocar una correlación serial positiva en la serie de rendimientos del índice al contado, que a su vez provocaría un adelanto espurio del mercado de futuro. Este efecto será mayor cuanto mayor sea el número de acciones que componen el índice bursátil y menor su frecuencia de contratación.

Otro de los aspectos señalados como causante de adelantos o retardos espurios entre los mercados de contado y de futuro sobre índice bursátil es la utilización del precio de la última transacción realizada. Los rendimientos de los activos se calculan a partir del precio de la última transacción, que oscila entre el mejor precio de compra y el mejor precio de venta. Este movimiento puede provocar una correlación serial negativa en las series de rendimientos de activos a nivel individual y con alto volumen de negociación (acciones y contratos de futuro). Ahora bien, dicha correlación puede que no sea detectada en la serie de rendimientos del índice bursátil al contado debido a que los movimientos del mejor precio de compra al mejor precio de venta de

una acción pueden quedar compensados con movimientos en sentido contrario de otras acciones.

Las fricciones del mercado de acciones y el tipo de información que reciben los inversores son factores que también pueden afectar a las relaciones entre los dos mercados. Los costes de transacción y las restricciones en la venta en descubierto del mercado de contado junto con el elevado apalancamiento y la alta liquidez del mercado de futuro, pueden originar un trasvase de inversores del mercado del contado al mercado de futuro al poder actuar de forma más rápida y barata comprando o vendiendo sin más requisitos que las garantías a constituir por posición abierta. La llegada de información general a los mercados financieros (difusión de datos macroeconómicos, cierre o apertura de bolsas internacionales, crisis políticas, etc.) es procesada rápidamente tanto por el mercado de futuro como por el mercado de contado. No obstante, tal y como indica Chan (1992, p. 143), si dicha información afecta por igual a las acciones que componen el índice provocando movimientos en el mismo sentido, el beneficio bruto que se obtendría en ambos mercados sería el mismo, si bien los inversores se decantarían por negociar en el mercado de futuro al considerar los costes de transacción. En el caso de que las noticias afecten de forma particular a alguna de las acciones (información específica), la negociación en el mercado de derivados sobre un índice de acciones resultaría menos atractiva para el inversor.

En la literatura financiera encontramos una serie de trabajos que han tenido en cuenta las posibles "inercias" de los precios publicados por los mercados de futuro sobre índice y el mercado de acciones a la hora de establecer relaciones de liderazgo intradía.¹ La mayoría de estos trabajos obtienen evidencias de que la relación es bidireccional, aunque prima el liderazgo del mercado de futuro. Con respecto a los trabajos realizados para el mercado español con datos intradía pueden destacarse, por un lado, los de Caballero y Novales (1995), Climent y Pardo (1996) y Lafuente (1998), en los que se observa que el mercado de futuros sobre IBEX-35 se adelanta al mercado de contado pero no se obtienen evidencias de una causalidad en sentido contrario. Por otro lado, Lafuente (1995) y Blanco (1998) con datos cada cinco minutos obtienen evidencias favorables a una causalidad bidireccional entre el mercado de futuro y su activo subyacente, aunque el futuro mues-

¹ Véase Pardo (1998, p.77) para un resumen de los principales estudios realizados sobre mercados internacionales.

tra mayor capacidad para transmitir información que el mercado de contado. Entre todos estos trabajos, solamente en Blanco (1998) se incorporan correcciones por la negociación infrecuente de las acciones del IBEX-35 y por la horquilla de precios en el mercado de futuro.

En esta nota se profundiza en el estudio de la relación temporal existente entre el precio del contrato de futuro sobre el índice IBEX-35 y su activo subyacente, con datos de precios minuto a minuto, utilizando la metodología de cointegración propuesta por Johansen (1988 y 1991) y por Johansen y Juselius (1990). Posteriormente, se controla el efecto de la negociación infrecuente a través de la metodología sugerida por Jokivuolle (1995), que es aplicable en los estudios de liderazgo entre variables expresadas en niveles, y se toma el precio medio de la horquilla del mercado de futuro para evitar la correlación serial negativa. El control de estos dos efectos permitirá documentar ineficiencias en la relación temporal de los precios de los dos mercados.

2. Causalidad entre el futuro sobre IBEX-35 y el índice al contado

Los datos utilizados en el estudio han sido proporcionados por MEFF Renta Variable y hacen referencia a las cotizaciones del índice IBEX-35 minuto a minuto y a la totalidad de las transacciones realizadas con los contratos de futuro sobre IBEX-35 de vencimiento más próximo durante el año 1996. De todos ellos, se han escogido solamente las observaciones referentes a los vencimientos que registraron un mayor número de cambios simultáneos en los precios del contado y del futuro (vencimientos de junio, septiembre y diciembre, para los que se dispone de información intradía de 10080, 10500 y 10080 minutos, respectivamente). Con el objeto de disponer de datos simultáneos, el precio de la última operación realizada en el mercado de futuro dentro de cada minuto ha sido asociado con la cotización correspondiente del IBEX-35 al contado en el mismo minuto y con los mejores precios de compra y venta del contrato en el momento de la transacción. Dado que el mercado de futuros sobre IBEX-35 finaliza la sesión quince minutos más tarde que el mercado de contado, los datos correspondientes a dicho intervalo no han sido considerados.

Se utilizan datos de alta frecuencia pues, tal y como indican Harris *et al.* (1995), dicha frecuencia es crucial para contrastar las relaciones temporales entre mercados cointegrados por dos motivos: porque la elección de observaciones en mercados de acciones con un intervalo

temporal demasiado grande puede provocar que la corrección de error tenga lugar dentro del intervalo y por lo tanto que no se detecte, y porque los modelos de cointegración permiten establecer relaciones de equilibrio a largo plazo entre series temporales que pueden divergir en periodos de muy corto plazo para ajustarse de nuevo a los patrones marcados por la relación de cointegración.² Por todo lo expuesto, se ha considerado conveniente el planteamiento de un modelo vectorial de corrección de error con este número y frecuencia de datos, criterio que es el seguido en los trabajos más recientes sobre el tema.³

El primer paso para establecer la relación de cointegración es determinar el orden de integración de las series de los precios minuto a minuto de la última transacción realizada tanto en el mercado de contado como en el mercado de futuro, para lo cual se ha seguido el enfoque no paramétrico propuesto por Phillips y Perron (1988). En el Cuadro 1 se recogen los resultados de los contrastes de raíces unitarias que se han realizado para cada vencimiento y para un modelo sin constante y sin tendencia.⁴ Se observa cómo, para un nivel de significación del 5%, no se puede rechazar la existencia de una raíz unitaria en las series en niveles, rechazándose la hipótesis nula en el caso de la serie diferenciada.

Una vez comprobado que las dos series contempladas presentan el mismo orden de integración, se ha procedido a contrastar la presencia de relaciones de cointegración, siguiendo la metodología multivariante propuesta por Johansen (1988 y 1991) y por Johansen y Juselius (1990).

²En este sentido, cabe indicar que, por ejemplo, en el vencimiento de junio de 1996 se registraron 9594 cambios de precios en los 10080 minutos observados, sea en el mercado de futuro, sea en el mercado de contado, o en ambos

³En concreto, Shyy et al (1996) estudian la relación de liderazgo en el mercado francés con datos minuto a minuto del 1 al 31 de agosto de 1994, mientras que Arshanapally y Doukas (1997) estudian la cointegración entre el mercado de futuro sobre el S&P 500 y su activo subyacente durante el crack bursátil de octubre de 1987, planteando un mecanismo de corrección de error para cada uno de los 16 días analizados.

⁴La existencia de una raíz unitaria se ha confirmado mediante la estrategia secuencial de Holden y Perman (1994) que se basa en el contraste de hipótesis conjuntas y permite solventar el problema de contrastar la significatividad de los parámetros asociados a la constante y la tendencia lineal con estadísticos cuya distribución depende del valor que toma el parámetro que acompaña a la variable retardada un periodo.

CUADRO 1
 Contraste de raíces unitarias de las series de precios del índice IBEX-35
 al contado y del contrato de futuro

Resultados del contraste de raíces unitarias de las series de los logaritmos neperianos de las cotizaciones minuto a minuto de la última transacción tanto del IBEX-35 al contado (lpc_t) como del contrato de futuro (lpf_t). Para el contraste se ha utilizado el enfoque no paramétrico de Phillips y Perron (1988) donde la hipótesis nula contrasta la existencia de al menos una raíz unitaria frente a la hipótesis alternativa de la estacionariedad de la serie estudiada. Z_N y Z_D indican el estadístico de Phillips-Perron de la serie en niveles y de la serie en primeras diferencias, respectivamente. El valor crítico de MacKinnon (1991) al 5% para un modelo sin constante y sin tendencia es de -1.939.

Panel A. serie lpc_t			Panel B. serie lpf_t		
Vencimiento	Z_N	Z_D	Vencimiento	Z_N	Z_D
junio-96	0.962	-102.505	junio-96	0.937	-98.465
septiembre-96	0.274	-100.192	septiembre-96	0.322	-103.251
diciembre-96	2.274	-104.804	diciembre-96	2.357	-99.833

CUADRO 2
 Contraste de cointegración de las series de precios del índice IBEX-35
 al contado y del contrato de futuro

Contraste de Johansen para comprobar la cointegración de las series de los logaritmos de los precios de la última transacción tanto en el mercado de contado como en el mercado de futuro. En la primera columna se indica el vencimiento y entre paréntesis el número de observaciones y el número de retardos óptimo según el Criterio de Akaike. La hipótesis nula contrasta la existencia de a lo sumo r vectores de cointegración frente a la hipótesis alternativa de la existencia de más de r vectores. $\hat{\lambda}_1$ indica la estimación de la raíz característica, donde $r = 1, 2$. La última columna recoge el valor estimado del estadístico $\hat{\lambda}_{1,trace}$. Todos los meses incorporan constante en la ecuación de cointegración y el mes de septiembre tanto en la ecuación de cointegración como en el vector de corrección. Con un (dos) asterisco(s) se indica el rechazo de la hipótesis nula con un 5% (1%) de probabilidad. Los valores críticos de $\lambda_{1,trace}$ se han obtenido de las tablas de Johansen y Juselius (1990).

vencimiento	H_0	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_{1,trace}$
junio-96	$r = 0$	0.006157	65.25823**
(10080,14)	$r \leq 1$	0.000298	3.004961
septiembre-96	$r = 0$	0.001713	19.71757*
(10500,20)	$r \leq 1$	0.000163	1.715966
diciembre-96	$r = 0$	0.004864	55.32087**
(10080,15)	$r \leq 1$	0.000612	6.175586

Para la elección del número de retardos se ha utilizado el Criterio de Información de Akaike exigiendo, además, la ausencia de correlación en la serie de los residuos. En concreto, inicialmente se procede a estimar la estructura idónea de retardos a través del criterio de Akaike. Una vez hecho esto, se comprueba si el modelo presenta correlación serial. Si no aparece autocorrelación, el número de retardos escogido es el propuesto por el criterio de Akaike. Por el contrario, si se detectan problemas de correlación serial, el número de retardos se va incrementando paulatinamente hasta conseguir su eliminación.

En el Cuadro 2 se presentan los resultados de éste contraste. Para todos los vencimientos se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración entre las series y, por tanto, no se puede rechazar la existencia de al menos un vector de cointegración para un nivel de significación del 5%, lo que implica la presencia de una relación de equilibrio entre las dos series consideradas.

Tras detectar la existencia de un vector de cointegración, se ha procedido a estimar un modelo de corrección de error para cada vencimiento. Para la elección del número de retardos óptimo se ha seguido de nuevo el Criterio de Información de Akaike. Asimismo, hay que señalar que el número de retardos óptimo que se ha supuesto es el mismo para las dos ecuaciones y para las dos variables. El modelo que finalmente se ha construido ha sido el siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta lpc_t &= c_1 + \gamma_1 z_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta lpc_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{2i} \Delta lpf_{t-i} + u_{1t} \\ \Delta lpf_t &= c_2 + \gamma_2 z_{t-1} + \sum_{i=1}^p b_{1i} \Delta lpc_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{2i} \Delta lpf_{t-i} + u_{2t} \quad [1] \end{aligned}$$

en el que lpc_t y lpf_t indican el logaritmo neperiano de los precios de la última transacción de las series del IBEX-35 al contado y del contrato de futuro; c_1 y c_2 son constantes; p indica el número de retardos y z_{t-1} recoge el término de corrección de error que se obtiene de la siguiente expresión:

$$z_{t-1} = \alpha_1 \times lpc_{t-1} - c - \alpha_2 \times lpf_{t-1} \quad [2]$$

donde c es una constante y α_1 y α_2 indican los parámetros del vector de cointegración.⁵

⁵Los modelos se han estimado, en primer lugar, con constante en la ecuación de cointegración y en el modelo vectorial de corrección de error y, en segundo lugar, con constante solo en la ecuación de cointegración. Los resultados son similares y aquí se reproducen solamente los primeros.

El Teorema de Representación de Granger implica, en nuestro contexto, que si existe una relación de cointegración entre los precios del mercado de futuro y del contado, entonces el mercado de futuro se adelanta al mercado de contado, el mercado de contado se adelanta al mercado de futuro o se dan simultáneamente ambos efectos. La causalidad de un mercado sobre otro se estudia mediante el contraste de significatividad conjunta de los parámetros del modelo, adaptado para el caso de dos series cointegradas. Así, el mercado de futuro (contado) no causa al mercado de contado (futuro) si los valores retardados de las diferencias de los precios del mercado de futuro (contado) no resultan significativos en la ecuación del mercado del contado (futuro) y si, además, el precio del mercado del contado (futuro) no responde ante las desviaciones del equilibrio a largo plazo, representadas por el término de corrección de error.

Para analizar la causalidad a corto y largo plazo entre los dos mercados se han calculado los estadísticos $RV(p+1)$ que indican el valor de la razón de verosimilitud que contrasta la hipótesis nula de ausencia de causalidad del mercado de futuro sobre el mercado de contado ($H_1 : \gamma_1 = a_{21} = a_{22} = \dots = a_{2p} = 0$) y la de ausencia de causalidad del mercado de contado sobre el mercado de futuro ($H_2 : \gamma_2 = b_{11} = b_{12} = \dots = b_{1p} = 0$). Los estadísticos de la razón de verosimilitud, que se distribuyen como una c_2 con $p+1$ grados de libertad donde p indica el número de retardos, rechazan las hipótesis nulas de ausencia de causalidad en los dos sentidos y evidencian la existencia de una causalidad bidireccional (Cuadro 3).

A continuación, se ha determinado la capacidad predictiva de un mercado sobre otro teniendo en cuenta tanto el tamaño y la significatividad de los términos de corrección del error, como el tamaño y el orden superior de los rendimientos retardados y significativos de un mercado sobre otro.

En el Cuadro 3 se presentan las estimaciones del modelo vectorial con el vencimiento en junio de 1996. En primer lugar, se observa que los parámetros que acompañan al término de corrección de error son significativos tanto en la ecuación del contado como en la del futuro, siendo superior en valor absoluto el parámetro que acompaña al término de corrección de error en la ecuación del contado. Este hecho sugiere que el mercado de contado es más sensible que el mercado de futuro ante cambios en la relación que mantienen los precios a largo plazo. En segundo lugar, se detecta la presencia de rendimientos retar-

CUADRO 3

Estimación del modelo vectorial de corrección de error de los precios del índice al contado y del contrato de futuro de vencimiento junio

Resultados de la estimación del modelo vectorial de corrección de error para las series de los logaritmos neperianos de las cotizaciones del IBEX-35 al contado (lpc) y del contrato de futuro (lpf) sobre el mismo índice para el vencimiento de junio del año 1996. La estimación se ha realizado por máxima verosimilitud según el procedimiento de Johansen (1988). El modelo estimado ha sido:

$$\Delta lpc_t = c_1 + \gamma_1 z_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta lpc_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{2i} \Delta lpf_{t-i} + u_{1t}$$

$$\Delta lpf_t = c_2 + \gamma_2 z_{t-1} + \sum_{i=1}^p b_{1i} \Delta lpc_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{2i} \Delta lpf_{t-i} + u_{2t}$$

donde c_1 y c_2 son las constantes y z_{t-1} es el término de corrección de error. En negrita se indican las variables significativas al 5%. σ_u indica el error estándar de la regresión. Los estadísticos $RV(p+1)$ indican el valor de la razón de verosimilitudes que se distribuye como una χ^2 con $p+1$ grados de libertad y que contrasta las hipótesis nulas H_1 y H_2 . N.S.C. es el nivel de significación crítico.

Variable	Δlpc_t	t-ratio	Δlpf_t	t-ratio
z_{t-1}	-0.016	-5.264	0.011	3.096
Δlpc_{t-1}	-0.121	-10.830	0.108	8.357
Δlpc_{t-2}	-0.091	-7.978	0.099	7.583
Δlpc_{t-3}	-0.060	-5.242	0.075	5.676
Δlpc_{t-4}	-0.074	-6.446	0.056	4.279
Δlpc_{t-5}	-0.064	-5.542	0.030	2.259
Δlpc_{t-6}	-0.059	-5.116	0.008	0.586
Δlpc_{t-7}	-0.050	-4.397	0.034	2.588
Δlpc_{t-8}	-0.034	-2.979	0.027	2.042
Δlpc_{t-9}	-0.044	-3.878	0.024	1.817
Δlpc_{t-10}	-0.043	-3.763	0.018	1.374
Δlpc_{t-11}	-0.019	-1.698	-0.017	-1.288
Δlpc_{t-12}	-0.010	-0.906	-0.016	-1.233
Δlpc_{t-13}	-0.020	-1.793	0.020	1.566
Δlpc_{t-14}	0.002	0.200	-0.016	-1.276
Δlpf_{t-1}	0.144	14.556	-0.023	-1.999
Δlpf_{t-2}	0.114	11.461	-0.056	-4.886
Δlpf_{t-3}	0.101	10.018	-0.045	-3.853
Δlpf_{t-4}	0.080	7.859	-0.058	-4.979
Δlpf_{t-5}	0.069	6.783	-0.014	-1.196
Δlpf_{t-6}	0.072	7.061	-0.025	-2.135
Δlpf_{t-7}	0.071	6.991	-0.018	-1.521
Δlpf_{t-8}	0.053	5.199	0.014	1.174
Δlpf_{t-9}	0.040	3.901	-0.031	-2.638
Δlpf_{t-10}	0.036	3.545	-0.004	-0.384
Δlpf_{t-11}	0.036	3.581	-0.015	-1.254
Δlpf_{t-12}	0.043	4.279	-0.008	-0.725
Δlpf_{t-13}	0.018	1.860	-0.016	-1.381
Δlpf_{t-14}	0.030	3.099	-0.007	-0.625
c	0.000	0.746	0.000	0.855

σ_u 0.000309 0.000356

H_1 $\gamma_1 = a_{21} = a_{22} = \dots = a_{2,14} = 0$
 $RV(15) = 559.82$ N.S.C. = 0.000

H_2 $\gamma_2 = b_{11} = b_{12} = \dots = b_{1,14} = 0$
 $RV(15) = 182.54$ N.S.C. = 0.000

datos significativos del mercado de contado y del mercado de futuro en las dos ecuaciones y se observa que tanto el número de retardos significativos de un mercado sobre otro como el valor absoluto de sus coeficientes es mayor en la ecuación del contado.

Los resultados correspondientes a los vencimientos de septiembre y diciembre son similares a los obtenidos para el vencimiento de junio. En los tres casos puede decirse que, por término medio, el adelanto predictivo del mercado de futuro sobre el mercado de contado es de dieciséis minutos, mientras que el adelanto en sentido contrario es de diez minutos.⁶ Conviene precisar, que el reducido tamaño de los coeficientes que acompañan al término de corrección del error implica que el ajuste entre mercados es bastante lento y, por lo tanto, la capacidad predictiva de un mercado sobre otro, medida en tiempo, puede ser superior a lo que se deduce al examinar los retardos de los rendimientos.

3. La negociación infrecuente y la horquilla de precios

El problema de la negociación infrecuente aparece cuando las acciones del índice no se negocian en todos los intervalos de tiempo considerados. En el Cuadro 4 se detecta dicho problema en el índice IBEX-35. La frecuencia de negociación de las acciones que formaban el índice durante 1996 se ha calculado como el número de transacciones realizadas por minuto de negociación y su media fue de 0.62; once de las 35 acciones del IBEX-35 tuvieron una frecuencia superior a la media y tan solo cinco de ellas registraron operaciones cada minuto.⁷

Varios son los autores que han abordado el tratamiento de la negociación infrecuente. En concreto, Stoll y Whaley (1990) estiman un modelo ARMA(p,q) para los rendimientos del índice al contado en el que los residuos son utilizados como una aproximación de los rendimientos del *verdadero valor* del índice. Jokivuolle (1995, p. 462) demuestra que la presencia del término de error en la ecuación 6 del trabajo de Stoll y Whaley (*op.cit.*, p. 452), implica que la serie del logaritmo del precio del verdadero valor del índice y la serie del logarit-

⁶Para abreviar, en el artículo tan solo se exponen los resultados del modelo vectorial de corrección de error para el vencimiento de junio de 1996. El resto de resultados pueden solicitarse a los autores

⁷En concreto, las sociedades que tienen una frecuencia de negociación por encima de la media son Telefónica, Iberdrola, Repsol, Argentaria, Unión Fenosa, Endesa, Banco Bilbao Vizcaya, Banco Santander, Banesto, Banco Central Hispano y Fecsa. De ellas, las cinco primeras se negocian, al menos, cada minuto.

CUADRO 4
Frecuencia de Negociación

La frecuencia de negociación se ha calculado como el número de transacciones por minuto para todas las acciones que formaban el índice IBEX-35 durante el año 1996. La primera columna indica las acciones del índice ordenadas en función de la ponderación que presentaba el índice el 31 de diciembre de 1996, el resto de las columnas indica el número de transacciones por minuto en función del horario de negociación excepto la última que recoge la frecuencia media a lo largo del día. En negrita se indica las acciones que se negocian como mínimo una vez cada minuto.

Composición de índice IBEX-35 durante el año 1996	Nº de transacciones por minuto							Media individual
	10 00-10 59	11.00-11.59	12:00-12.59	13:00-13.59	14:00-14.59	15 00-15.59	16.00-17 00	
Telefónica	4.609	2.291	2.150	2.043	1.751	1.331	2.157	2.333
Endesa	1.544	0.882	0.783	0.706	0.693	0.792	1.423	0.975
Iberdrola	2.752	1.359	1.320	1.250	1.082	0.908	1.600	1.467
BBV	1.490	0.874	0.774	0.699	0.661	0.663	1.449	0.944
Repsol	3.403	1.802	1.756	1.554	1.453	1.180	1.668	1.831
Banco Santander	1.544	0.848	0.814	0.697	0.652	0.729	1.250	0.933
Gas Natural SDG	0.660	0.449	0.384	0.327	0.327	0.381	0.739	0.467
Banco Popular	0.595	0.444	0.422	0.357	0.348	0.400	0.736	0.472
Argentaria	2.110	1.169	1.070	1.086	0.862	0.766	1.355	1.203
Banesto	1.737	1.030	1.019	0.949	0.802	0.514	0.859	0.987
BCH	1.465	0.771	0.771	0.680	0.580	0.502	1.168	0.848
Pryca	0.466	0.343	0.321	0.263	0.287	0.378	0.717	0.396
Sevillana de Elect	0.984	0.586	0.517	0.473	0.451	0.335	0.753	0.586
Auto Conc. Esp	0.909	0.513	0.481	0.404	0.355	0.383	0.804	0.550
Unión Fenosa	1.904	1.023	0.974	0.890	0.711	0.599	1.336	1.062
Bankinter	0.361	0.249	0.241	0.239	0.208	0.239	0.480	0.288
Fecsa	1.122	0.638	0.565	0.486	0.439	0.406	0.922	0.654
C. Com. Continente	0.390	0.290	0.257	0.229	0.226	0.282	0.567	0.320
Aguas de Barcelona	0.301	0.203	0.176	0.164	0.152	0.181	0.445	0.232
Acerinox	0.608	0.422	0.378	0.331	0.307	0.349	0.676	0.439
Mapfre	0.345	0.223	0.232	0.182	0.184	0.222	0.504	0.270
Tabacalera	0.802	0.446	0.432	0.394	0.353	0.373	0.853	0.522
Corp Finan. Alba	0.196	0.122	0.111	0.107	0.104	0.144	0.355	0.163
Hidro. del Cantábrico	0.465	0.297	0.280	0.242	0.210	0.248	0.527	0.324
FCC	0.294	0.194	0.182	0.169	0.158	0.219	0.476	0.242
Auto. Mare Nostium	0.514	0.327	0.315	0.282	0.237	0.271	0.558	0.358
Vallehermoso	0.434	0.281	0.242	0.230	0.206	0.272	0.571	0.320
Diagados y Const.	0.645	0.350	0.365	0.309	0.245	0.271	0.566	0.393
Metrovacesa	0.193	0.131	0.141	0.114	0.120	0.144	0.337	0.169
Gas y Electricidad	0.158	0.105	0.109	0.087	0.086	0.140	0.272	0.137
Uralita	0.626	0.355	0.333	0.289	0.263	0.295	0.660	0.403
Cubiertas y Mzov	0.237	0.139	0.127	0.122	0.112	0.145	0.352	0.176
Viscofán	0.425	0.278	0.242	0.212	0.183	0.208	0.523	0.296
Ámper	1.176	0.607	0.495	0.410	0.343	0.374	0.855	0.608
Emp Nac Celulosas	0.431	0.288	0.240	0.229	0.188	0.223	0.491	0.299
Media hora	1.026	0.581	0.543	0.492	0.438	0.425	0.829	0.619
Nº de acciones con transacciones en todos los minutos	12	6	5	4	3	2	9	5

mo del índice observado no están cointegradas y, por ello, propone una nueva metodología que permita obtener el *verdadero valor* del índice al contado. Jokivuolle demuestra, a partir de Beveridge y Nelson (1981), que todo proceso ARIMA se puede descomponer en una componente permanente y otra cíclica donde la parte permanente del logaritmo del índice observado (\tilde{X}_t^0) coincide con el logaritmo del verdadero valor del índice (X_t) y se obtiene de la siguiente expresión:

$$\tilde{X}_t^0 = X_t = X_t^0 + \lim_{T \rightarrow \infty} \left[\sum_{j=1}^{T-1} \hat{y}_t^0(j) \right] \quad [3]$$

donde X_t^0 es el logaritmo del índice observado (histórico); $\hat{y}_t^0(j) = \hat{R}_t^0(j) - \mu$; $\hat{R}_t^0(j)$ es la predicción en t del rendimiento del índice observado para el periodo $t + j$; μ es la constante del modelo ARMA(p,q) de rendimientos observados (R_t^0) que resulta de estimar el modelo $\phi(B)(R_t^0 - \mu) = \theta(B)\varepsilon_t^0$, donde B es el operador de retardos; $\phi(B)$ es el operador polinomial de retardos de la parte autorregresiva y $\theta(B)$ el de la parte de medias móviles.

De esta forma, para dicho modelo, el segundo sumando de la ecuación 3 se obtiene del siguiente desarrollo:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left[\sum_{j=1}^{T-t} \hat{y}_t^0(j) \right] = \sum_{j=1}^q \hat{y}_t^0(j) + (1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p)^{-1} \sum_{j=1}^p \sum_{i=j}^p \phi_i \hat{\gamma}_t^0(q - j + 1).$$

Así, si los rendimientos observados siguen un ARMA(1,1), entonces p y q son iguales a uno y el logaritmo del verdadero valor del índice (X_t) es:

$$X_t = X_t^0 + \left[\hat{y}_t^0(1) + (1 - \phi_1)^{-1} \phi_1 \hat{y}_t^0(1) \right]$$

siendo la expresión que aparece entre corchetes el desarrollo del límite de la ecuación 3 y

$$\hat{y}_t^0(1) = E \left[R_{t+1}^0 / I_t \right] - \mu = \phi_1 R_t^0 + \theta_1 \varepsilon_t^0.$$

Recientemente, De Jong y Nijman (1997) han propuesto un estimador de las covarianzas de series no estacionarias observadas en intervalos irregulares que permite analizar la relación de liderazgo entre series financieras que presenten negociación infrecuente. Conviene destacar

que tanto dicho estimador como la metodología de Stoll y Whaley se basan en series diferenciadas, mientras que con el ajuste de Jokivuolle se dispone del logaritmo del *verdadero valor* del índice al contado.⁸

Por ello, se va a seguir en este trabajo la metodología de Jokivuolle sustituyendo la serie del logaritmo del valor observado del IBEX-35 (lpc_t) por la serie del logaritmo del *verdadero valor* del índice (lpc_t^e) en el modelo vectorial de corrección de error obtenido anteriormente, con el fin de comprobar los efectos de la negociación infrecuente en presencia de cointegración. Para ello, en primer lugar y siguiendo el Criterio de Información de Akaike, se ha estimado un modelo ARMA(p,q) para cada vencimiento con el objetivo de recoger la dinámica de cada uno ellos y, en segundo lugar, dichos modelos se han aplicado a la ecuación 3 para obtener la serie del logaritmo del *verdadero valor* del índice (lpc_t^e).⁹

Por otro lado, la utilización del precio de la última transacción realizada en el mercado de futuro como precio representativo del intervalo escogido es señalada como otro posible causante de desfases espurios entre los mercados de contado y de futuro sobre índice bursátil. En este sentido, MEFF Renta Variable utiliza un sistema de negociación en el que las órdenes tienen prioridad por mejores precios. De esta forma, el precio de la última transacción del contrato de futuro sobre IBEX-35 oscila entre el mejor precio de compra y el mejor precio de venta. Dicho movimiento oscilatorio puede provocar una correlación serial negativa de primer orden en la serie de rendimientos calculados a partir de los precios de las últimas transacciones (Stoll y Whaley (1990), p. 444). Con el fin de atenuar este efecto, la serie del precio de la última transacción realizada cada minuto se ha sustituido por el precio medio calculado a partir de los mejores precios de compra y venta que existían al final de cada minuto. La serie resultante se ha considerado el *verdadero valor* del contrato de futuro (lpf_t^e).

Una vez comprobada la existencia de una relación de cointegración entre las series modificadas se han planteado nueve modelos vectoriales de corrección de error, tres para cada vencimiento estudiado, con el

⁸Conviene señalar que, tal y como indica Chan (1992, p.124), si los efectos de la negociación infrecuente son variables en el tiempo, éstos no se podrán controlar adecuadamente con modelos ARMA de parámetros constantes. Con el fin de atenuar este problema, el estudio se ha realizado por vencimientos en vez de hacerlo con series encadenadas en las cuales el precio del futuro en cada momento es el del contrato de próximo vencimiento.

⁹Los modelos que se estimaron para los meses de junio, septiembre y diciembre fueron un ARMA(3,3), un ARMA(1,1) y un ARMA(2,2), respectivamente

fin de comprobar, de forma separada y conjunta, el efecto de la negociación infrecuente y el efecto de la horquilla de precios del mercado de futuro en la relación temporal detectada en la Sección anterior.

Las correcciones en los precios de forma separada para los tres vencimientos no tienen un efecto apreciable, por lo que solo se presentan los resultados de los efectos conjuntos de las dos series modificadas. En concreto, en el Cuadro 5 se recoge la estimación del modelo vectorial para el vencimiento de junio de 1996, donde las series utilizadas hacen referencia a los *verdaderos valores* de los precios del futuro y del contado. Se observa que los valores absolutos de los términos de corrección de error disminuyen ligeramente en las dos ecuaciones, sobre todo en la del futuro, sin alterar la relación detectada en la Sección 2.

El tamaño de los coeficientes de los rendimientos retardados del *otro mercado* que son significativos sigue siendo mayor en la ecuación del contado. Además, el orden del retardo superior del *otro mercado* disminuye en la ecuación del contado (de 14 a 12) y aumenta en la ecuación del futuro (de 8 a 9). Todo esto parece indicar que el impacto directo a corto plazo del contado sobre el futuro aumenta, mientras que el del futuro sobre el contado disminuye pero sigue siendo superior al anterior.

Los resultados de los tres vencimientos señalan, por término medio, que el adelanto del futuro sobre el contado es de quince minutos, mientras que el adelanto en sentido inverso es de once minutos. Al comparar estos resultados con los obtenidos en la Sección anterior no se observan diferencias significativas y, por tanto, las series de precios corregidas no explican la mayor capacidad predictiva del mercado de futuro.

La relación de liderazgo detectada es inferior a la obtenida por Blanco (1998) al estudiar la dinámica entre los precios del mercado de futuro y de contado utilizando el punto medio de la horquilla de precios en ambos mercados. La disparidad en los resultados puede ser atribuida no sólo a la diferente frecuencia en los datos sino también a las distintas metodologías utilizadas para mitigar el efecto de la negociación infrecuente.¹⁰

¹⁰ En Blanco (1998), además de establecerse relaciones de liderazgo entre el precio de mercado del futuro y del índice bursátil, se estudian relaciones de causalidad entre las series de los precios reales y teóricos del contrato de futuro. En este caso la anticipación es de 15 y 5 minutos para el mercado de futuro y de contado, respectivamente. No obstante, dichas relaciones se establecen sin tener en cuenta los costes de transacción, hecho que impide distinguir los diferentes patrones de comportamiento que puedan seguir los precios del futuro y del índice bursátil en presencia o ausencia de oportunidades de arbitraje.

CUADRO 5

Estimación del modelo vectorial de corrección de error de las series de los verdaderos valores del Índice y del contrato de futuro con vencimiento en junio

Resultados de la estimación del modelo vectorial de corrección de error para las series de los logaritmos neperianos de las cotizaciones del IBEX-35 al contado conegidas por la negociación infrecuente (lpc_t^c) y del punto medio de la horquilla de precios del contrato de futuro sobre el índice (lpf_t^f) para el vencimiento de junio del año 1996. La estimación se ha realizado por máxima verosimilitud según el procedimiento de Johansen (1988). El modelo estimado ha sido

$$\Delta lpc_t^c = c_1 + \gamma_1 z_{t-1}^c + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta lpc_{t-i}^c + \sum_{i=1}^p a_{2i} \Delta lpf_{t-i}^f + u_{1t}$$

$$\Delta lpf_t^f = c_2 + \gamma_2 z_{t-1}^c + \sum_{i=1}^p b_{1i} \Delta lpc_{t-i}^c + \sum_{i=1}^p b_{2i} \Delta lpf_{t-i}^f + u_{2t}$$

donde c₁ y c₂ son las constantes y z_{t-1}^c es el término de corrección de error. En negrita se indican las variables significativas al 5%. σ_u indica el error estándar de la regresión. Los estadísticos RV(1) indican el valor de la razón de verosimilitudes que se distribuye como una χ² con p+1 grados de libertad y que contrasta las hipótesis nulas H₁ y H₂. N.S.C. es el nivel de significación crítico.

Variable	Δlpc _t ^c	t-ratio	Δlpf _t ^f	t-ratio
z _{t-1} ^c	-0.015	-4.902	0.008	2.429
Δlpc _{t-1} ^c	-0.073	-6.488	0.095	7.894
Δlpc _{t-2} ^c	-0.018	-1.560	0.092	7.622
Δlpc _{t-3} ^c	-0.170	-14.835	0.067	5.480
Δlpc _{t-4} ^c	-0.005	-0.449	0.053	4.315
Δlpc _{t-5} ^c	-0.052	-4.533	0.023	1.881
Δlpc _{t-6} ^c	-0.135	-11.654	0.022	1.748
Δlpc _{t-7} ^c	0.013	1.104	0.017	1.342
Δlpc _{t-8} ^c	-0.058	-5.052	0.026	2.149
Δlpc _{t-9} ^c	-0.089	-7.702	0.027	2.196
Δlpc _{t-10} ^c	0.020	1.710	0.017	1.395
Δlpc _{t-11} ^c	-0.056	-4.890	-0.012	-0.971
Δlpc _{t-12} ^c	-0.029	-2.580	-0.008	-0.653
Δlpc _{t-13} ^c	0.017	1.491	0.000	0.033
Δlpc _{t-14} ^c	-0.027	-2.452	-0.001	-0.115
Δlpc _{t-15} ^c	-0.002	-0.191	0.008	0.711
Δlpf _{t-1} ^f	0.144	13.475	-0.024	-2.114
Δlpf _{t-2} ^f	0.101	9.350	-0.036	-3.112
Δlpf _{t-3} ^f	0.138	12.675	-0.031	-2.647
Δlpf _{t-4} ^f	0.060	5.442	-0.052	-4.472
Δlpf _{t-5} ^f	0.070	6.307	-0.013	-1.081
Δlpf _{t-6} ^f	0.091	8.252	-0.023	-1.939
Δlpf _{t-7} ^f	0.064	5.753	-0.009	-1.939
Δlpf _{t-8} ^f	0.074	6.656	0.018	1.558
Δlpf _{t-9} ^f	0.060	5.385	-0.027	-2.267
Δlpf _{t-10} ^f	0.011	0.960	-0.024	-2.051
Δlpf _{t-11} ^f	0.049	4.484	-0.004	-0.355
Δlpf _{t-12} ^f	0.052	4.731	-0.014	-1.171
Δlpf _{t-13} ^f	0.019	1.712	-0.003	-0.231
Δlpf _{t-14} ^f	0.023	2.131	-0.005	-0.421
Δlpf _{t-15} ^f	0.003	0.255	-0.037	-3.260
C	0.000	0.638	0.000	0.631

σ_u 0.0003 0.00032

H₁: γ₁ = a_{2,1} = a_{2,2} = ... = a_{2,15} = 0
 RV(16) = 519.26 N.S.C. = 0.000

H₂: γ₂ = b_{1,1} = b_{1,2} = ... = b_{1,15} = 0
 RV(16) = 199.28 N.S.C. = 0.000

4. Conclusiones

El estudio de la relación temporal entre el índice IBEX-35 al contado y el contrato de futuro a partir del precio de la última transacción realizada cada minuto, indica una causalidad en un doble sentido, ya detectada por otros autores en trabajos anteriores, siendo la capacidad predictiva del mercado de futuro mayor que la del contado.

Como la negociación infrecuente de las acciones que componen el índice bursátil y la utilización del precio de la última transacción en el mercado de futuro pueden generar adelantos o retardos espurios, se ha procedido a corregir ambos efectos. La consideración de esta estimación más precisa de los precios conduce a mantener los resultados ya indicados y confirma las creencias de los usuarios de ambos mercados.

Por tanto, la relación de liderazgo informativo del futuro sobre el contado en el mercado español del IBEX-35 no se justifica por la presencia de la negociación infrecuente en el mercado de contado, ni por el efecto de la horquilla de precios en el mercado de futuro. La explicación de la anticipación del mercado de futuro habrá que buscarla en las fricciones microestructurales e institucionales que presenta el mercado de contado que otorgan ventajas comparativas al mercado de futuro, en el que se puede negociar de forma más rápida y barata ante la llegada de información genérica.

Referencias

- Arshanapalli, B y J. Doukas (1997): "The linkages of S&P 500 stock index and S&P 500 stock index futures prices during october 1987", *Journal of Economic and Business* 49, pp. 253-266.
- Beveridge, S. y C.R. Nelson (1981): "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics* 7, pp. 151-174.
- Blanco, R. (1998): "Transmisión de información y volatilidad entre el mercado de futuros sobre el índice IBEX-35 y el mercado al contado", *III Jornadas de Economía Financiera* I, Bilbao, pp. 219-289.
- Caballero, J. M. y A. Novales (1995): "The Spanish stock market futures contract: a first analysis", *II Jornadas de Economía Financiera* I, Bilbao.
- 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.
- 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* 1, pp. 123-152.

- De Jong, F. y T. Nijman (1997): "High frequency analysis of lead-lag relationships between financial markets", *Journal of Empirical Finance* 4, pp. 259-277.
- Harris, F.H. deB., T.H. McNish, G.L. Shoesmith y R.A. Wood (1995): "Cointegrating, error correction, and price discovery on informationally linked security markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 4, pp. 563-579.
- Holden, D. y R. Perman (1994): "Unit roots and cointegration for the economist", en *Cointegration for the applied economist*, B. Bhaskara Rao (ed.), Macmillan, New York. pp. 47-112.
- Johansen, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1991): "Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian Vector autorregressive models", *Econometrica* 59, pp. 1551-1580.
- Johansen, S. y K. Juselius (1990): "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, pp. 169-210.
- Jokivuolle, E. (1995): "Measuring true stock index value in the present of infrequent trading", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 3, pp. 455-464.
- Lafuente, J.A. (1995): "Rendimientos y volatilidad en el mercado español de futuros sobre Ibex-35", mimeo.
- Lafuente, J.A. (1998): "Estrategias dinámicas de cobertura en el mercado de futuros sobre Ibex-35", *III Jornadas de Economía Financiera* 2, Bilbao, pp. 85-137.
- MacKinnon, J.G. (1991): "Critical Values for Cointegration Tests", *Long-run economic relationships: Readings in cointegration. Advanced Texts in Econometrics*, Engle, R.F. y C.W.J. Granger (eds.), Oxford University Press, pp. 267-276.
- Pardo, A. (1998): "Integración y arbitraje entre el mercado español de renta variable y su mercado derivado", Tesis doctoral.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika* 75, pp. 335-346.
- 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* 4, pp. 405-420.
- Stoll, H.R. y R.E. Whaley (1990): "The dynamics of stock index and stock index futures return", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 4, pp. 441-468.

Abstract

The lead-lag relationship between the stock and future markets has been analysed in many other studies. The main goal of this paper is to establish if this relationship is also present in the Spanish market, taking into account its electronic trading system. We study intraday relationships using the methodology proposed by Johansen. We also approach this issue by considering the effects of infrequent trading in the stock market and the bid-ask spread in the future markets. The empirical results show the existence of causality in a double sense. However, the IBEX-35 future market seems to have a greater predictive power.

Keywords: IBEX-35 index, future market, lead-lag relationship, infrequent trading, bid-ask spread.

Recepción del original, noviembre de 1997

Versión final, mayo de 1999