

**ESTUDIO DE LAS RELACIONES ENTRE EL CONTRATO DE
FUTURO SOBRE IBEX-35 Y SU ACTIVO SUBYACENTE***

Francisco José Climent y Ángel Pardo**

WP-EC 96-13

* Los autores agradecen los valiosos comentarios realizados por el profesor Vicente Meneu Ferrer.

** Universitat de València. Departamento de Economía Financiera y Matemática. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Avda. Blasco Ibañez, 32, 46010 Valencia; Teléf./Fax: (96) 386.45.15; E-mail: climent@mozart.econom.uv.es / pardo@mozart.econom.uv.es.

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

Francisco José Climent y Ángel Pardo

RESUMEN

En este trabajo se estudian las relaciones a corto y largo plazo entre el mercado de acciones y el mercado de contratos de futuro sobre índice bursátil. Para ello, se analiza el comportamiento intradía de los cambios en los precios de los contratos de futuro sobre IBEX-35 y de su activo subyacente en intervalos de 1, 5 y 15 minutos, con el fin de comprobar cual de los dos mercados incorpora la información de forma más rápida. A continuación se analiza el comportamiento a largo plazo de los precios del contrato de futuro sobre IBEX-35 y de su activo subyacente, estudiando la relación de causalidad entre ambos mercados para posteriormente determinar la relación de cointegración utilizando la metodología de Engle-Granger y de Johansen.

Palabras clave: IBEX-35, futuro sobre índice bursátil, causalidad, cointegración.

ABSTRACT

This working paper researches the intertemporal relationship between the Ibex-35 index and Ibex-35 index futures, using sampling intervals of 1, 5 and 15 minutes. The primary objective is to determine whether movements in the futures lead subsequent movements in the index or vice versa. Next, we investigate the causality between futures and stock index returns in the Spanish market and, finally, we study the long run relationship between cash and future markets using the Engle and Granger's cointegration framework and the Johansen's methodology.

KEY WORDS: stock index futures, causality, cointegration.

Editor: Instituto Valenciano de
Investigaciones Económicas, S.A.
Primera Edición Octubre 1996.
ISBN: 84-482-1303-3
Depósito Legal: V-3832-1996
Impreso por Copistería Sanchis, S.L.,
Quart, 121-bajo, 46008-Valencia.
Impreso en España.

1. INTRODUCCIÓN

Las relaciones entre el mercado de futuros sobre índice bursátil y el mercado de acciones han sido objeto de numerosos estudios desde la creación de los primeros mercados de futuros sobre índice bursátil en 1982. Una vez desarrollados éstos y a la vista de la importancia del volumen de contratos negociados, comienzan a realizarse estudios en los que se analizan los cambios de los precios de los contratos de futuro y del mercado de contado con una doble finalidad: por una parte, encontrar evidencias de si el mercado de futuros sobre índice bursátil incide en el mercado de contado y, por otra, estudiar el poder predictivo de los movimientos en los precios de un mercado en el otro. *Zeckhauser-Niederhoffer [1983]* estudian los primeros vencimientos del contrato de futuro Standard & Poor's 500 (S&P 500), indicando la capacidad del mercado de futuros para anticipar movimientos del índice al contado. *Finnerty-Park [1987]* estudian el impacto del mercado de futuros en el mercado del contado, así como el grado en el que el primero afecta al segundo durante la última semana de negociación de cada vencimiento del contrato de futuro, encontrando relaciones entre ambos mercados que, según los autores, son debidas a las operaciones de arbitraje. *Kawaller et al. [1987]*, *Herbst et al. [1987]* y *Stoll-Whaley [1990]* analizan si alguno de los dos mercados incorpora las expectativas de forma más rápida y, si esto se produce, se preguntan qué mercado se adelanta y cuál se retrasa. Todos los autores indican que los cambios intradía de los precios del contrato de futuro sobre el índice bursátil S&P 500 se adelantan a los cambios de los precios en el mercado de contado, aunque dicho efecto no sea unidireccional, puesto que también encuentran evidencias de adelantos en el mercado de contado, pero siempre para períodos de tiempo inferiores a los encontrados en la otra dirección.

Chan [1992] analiza los contratos de futuro sobre el S&P 500 y el Major Market Index (MMI) para dos períodos de tiempo, 1984 -1985 y 1987, concluyendo que el retardo del mercado de contado ha disminuido de 15 a 5 minutos. Los estudios más recientes se centran en los mercados de futuros sobre índices bursátiles europeos y entre ellos está *Abhyankar [1995]* que estudia el Financial Times Stock Exchange (FTSE-100) con rendimientos calculados cada hora.

En los últimos años se ha extendido de forma particular la aplicación de ciertas técnicas econométricas como son la causalidad y la cointegración a diferentes variables económicas¹, entre ellas el precio del contrato de futuro y su activo subyacente. Sirva de ejemplo la siguiente revisión bibliográfica: *Chowdhury [1991]* analiza las relaciones de cointegración entre los precios de contado y de futuro de distintas mercancías (cobre, plomo, estaño y zinc) con el fin de determinar si los citados mercados son eficientes; *Ghosh [1993]* investiga el comportamiento del precio de contado y del futuro en dos índices, el S&P500 y el Índice Commodity Research Bureau (CRB) concluyendo que si bien existe una relación de cointegración en ambos casos, las direcciones de la causalidad son inversas, puesto que en el caso del S&P500 el futuro ayuda a predecir mejor al contado mientras que en el CRB se detecta lo contrario; en *Wang-Yau [1994]* se analiza el comportamiento de los inversores durante los días cercanos al Crash del 87 utilizando para ello datos cada cinco minutos; *Beck [1994]* contrasta la eficiencia de varios mercados de “commodities” como son el de zumo de naranja congelado, cacao, etc., utilizando para ello la técnica de cointegración, llegando a conclusiones dispares en función del mercado analizado; por último *Caballero-Novales [1995]* estudian la relación a largo plazo entre los precios de contado y futuro del IBEX-35 para el período que abarca de febrero a octubre de 1993 utilizando datos cada hora, concluyendo que existe una relación de cointegración.

¹El primer artículo referente al estudio de la relación a largo plazo entre los tipos de interés a corto y largo plazo en el mercado americano, a través de la técnica de cointegración, fue llevado a cabo por *Engle-Granger [1987]*. Otros trabajos han analizado también las relaciones entre los tipos de interés a través de la técnica de cointegración, entre ellos cabe destacar: *Crockett et al. [1991]* analizan las relaciones temporales entre los índices de referencia de los préstamos a tipo de interés indizado en el mercado americano; *Bradley-Lumpkin [1992]* examinan la relación temporal entre los tipos de interés de los Treasury Securities de 3 meses a 30 años; *Esteve, V. [1993]* contrasta para la economía española una versión de la estructura temporal de los tipos de interés bajo la hipótesis de mercados eficientes y de expectativas racionales, utilizando procedimientos de cointegración; *Engsted-Targgaard [1994]* analizan sistemas de tipos de interés del mercado danés con diferentes plazos como un sistema de vectores autorregresivos, utilizando los tipos de interés de los bonos cupón cero durante el período 1976-1991; *Climent [1996]* examina la relación de cointegración entre dos índices de referencia, uno a corto plazo y otro a largo plazo, utilizados como referencia en los préstamos indizados en España.

2. LAS RELACIONES INTRADÍA ENTRE EL MERCADO DE FUTUROS SOBRE INDICE BURSÁTIL IBEX-35 Y SU ACTIVO SUBYACENTE

En un mercado sin fricciones la relación teórica entre el contrato de futuro sobre índice bursátil y su activo subyacente viene dada por la siguiente expresión:

$$F_T(t, T) = C(t) \times e^{(r-d) \times \frac{(T-t)}{365}} \quad [1]$$

donde:

- $F_T(t, T)$ es precio teórico de un contrato de futuro valorado en t y con vencimiento en T .
- $C(t)$ es valor del índice al contado en t .
- r es el tipo de interés anual libre de riesgo expresado como densidad logarítmica.
- d es la rentabilidad por dividendo anual del índice bursátil expresada como densidad logarítmica.

Dado que en un mercado sin fricciones no existen costes de transacción, la Ecuación [1] tiene que verificarse en todo momento y por tanto, no existen posibilidades de arbitraje. El rendimiento del índice al contado es igual al coste neto de financiación más el rendimiento del mercado de futuros, entonces:

$$\ln \frac{C(t)}{C(t-1)} = (r-d) \times \frac{(T-t)}{365} + \ln \frac{F(t)}{F(t-1)}$$

$$c_t = (r-d) \times \frac{(T-t)}{365} + f_t \quad [2]$$

Donde c_t y f_t son los rendimientos expresados como logaritmo neperiano del cociente de precios correspondientes al mercado de contado y al de futuro, respectivamente.

Bajo los supuestos de mercados eficientes² y tipo de interés y rentabilidad por dividendo constante se obtiene que:

- la varianza del mercado de contado es igual a la del mercado de futuros.
- la correlación entre los rendimientos contemporáneos de los precios del mercado de contado y de futuros es perfecta y positiva.
- los mercados de contado y de futuros no presentarán autocorrelación serial o correlaciones cruzadas.

Por tanto, bajo los supuestos indicados, ningún mercado aportaría información al otro, es decir, las expectativas se recogerían de la misma forma en el mercado de acciones que en el mercado de futuros sobre índice bursátil.

La eliminación de los supuestos de un mercado sin fricciones provoca la incorporación de los costes de transacción en la Ecuación [1], dando lugar a una banda de no arbitraje dentro de la cual el precio real del contrato de futuro $F_R(t, T)$, entendiéndose como tal el precio al cual el contrato de futuro se está negociando, debe oscilar sin que aparezcan oportunidades de arbitraje. Dicha banda queda definida por el rango de precios:

$$F_T(t, T) + C_T^{AD} > F_R(t, T) > F_T(t, T) - C_T^{AI} \quad [3]$$

donde C_T^{AD} y C_T^{AI} son los costes de transacción de realizar una operación de arbitraje

directo y una de inverso, respectivamente. A la vista de esto, se ha de tener en cuenta que:

²Véase *Stoll-Whaley* [1990], p.443.

- siempre que el precio real del contrato de futuro sobre índice bursátil se sitúe dentro de la banda de no arbitraje determinada por la Ecuación [3], los precios del contado y del futuro deberían reaccionar en el mismo sentido ante la llegada de nuevas informaciones
- si, por el contrario, el precio real del contrato se sitúa fuera del rango definido por la banda, aparecerán oportunidades de arbitraje que, de ser realizadas, provocarán ajustes en los precios de contado y de futuro de sentido contrario, o en el mismo sentido en la medida que uno lo haga de forma más rápida.

Por este motivo, cuando el precio real no cumple la Ecuación [3] resulta más difícil estudiar cuál de los dos mercados responde ante cambios en el precio del otro. De todas formas, dado que las oportunidades de arbitraje son puntuales y la banda es distinta para cada arbitrajista, los diferentes estudios realizados no tienen en cuenta si el precio se encuentra dentro o fuera de la banda de arbitraje.³

De lo señalado anteriormente se deduce que al existir imperfecciones en los mercados, puede suceder que un mercado incorpore la nueva información de forma más rápida que el otro, dando lugar a que uno se *adelante* y el otro se *retrase*. Este efecto es conocido en la literatura financiera como la relación "*lead-lag*" y se puede explicar por diferentes motivos:

- Las diferencias en la liquidez y en los costes de transacción de ambos mercados. El mercado de futuro permite tomar posiciones de manera más rápida y con menores costes de transacción que el mercado de contado.⁴

- Las restricciones en las ventas en descubierto. Si al mercado llega nueva información que provoca movimientos alcistas en el mercado de acciones y en el mercado de futuro, los

³ Existen una serie de factores que dificultan la realización de operaciones de arbitraje en el mercado español, entre los que destacan: el elevado número de acciones que componen el IBEX-35, los cambios en la composición del índice, requisitos de la venta a crédito, estimación de la fecha e importe de los dividendos, etc. Para un mayor detalle de estos factores y del modelo de bandas de arbitraje aplicado al mercado español véase *Pardo* [1995].

⁴En *Pardo* [1995] se realiza un estudio de los diferentes costes de transacción implicados en una operación de arbitraje realizada en el mercado español, mientras que en *Fernández-Yzaguirre* [1995], se analiza la liquidez de los diferentes títulos que componen el IBEX-35.

usuarios de ambos mercados pueden tomar posiciones largas de forma rápida. Si, por el contrario, la nueva información crea expectativas bajistas, los usuarios del mercado de contado que no dispongan de acciones deberán recurrir a las ventas a crédito o al préstamo de valores, operaciones que son más lentas y costosas que la toma de posiciones cortas en los mercados de futuro.

- El elevado apalancamiento financiero que permiten los mercados de futuro atrae de forma especial a los especuladores, que toman posiciones en futuros antes que en contado.

- La diferente frecuencia de negociación de las acciones que componen el índice bursátil IBEX-35. El índice bursátil cambia de valor siempre que alguna de las 35 acciones que lo componen se contrata a un precio distinto del registrado en la operación anterior. Dado que no todas las acciones que componen el índice bursátil tienen la misma frecuencia de negociación, la utilización de datos intradía, como por ejemplo con frecuencia minuto a minuto, origina un retardo en el mercado de contado con respecto al mercado de futuro, retardo que es mayor cuanto mayor es el número de acciones, menor la liquidez de las mismas y menor el intervalo escogido para la realización del análisis intradía.

De lo señalado anteriormente es de esperar que, en principio, el mercado de futuro sobre IBEX-35 reaccione de manera más rápida que el de contado ante las nuevas expectativas del mercado.

3. EL COMPORTAMIENTO INTRADÍA DE LOS PRECIOS: VOLATILIDAD Y CORRELACIÓN

En esta sección se estudian las características de los rendimientos intradía de los precios de los contratos de futuro sobre IBEX-35 y su activo subyacente, concretamente, la volatilidad, la correlación entre las series y su autocorrelación.

Los datos utilizados han sido proporcionados por la Sociedad de Bolsas y corresponden a las observaciones minuto a minuto del IBEX-35 al contado y de la totalidad de las transacciones del contrato de futuro de vencimiento más cercano, por ser éste el más negociado,

para el período 20/12/93-13/4/94. Como las series de precios del mercado de futuros originales recogen la totalidad de las transacciones realizadas en los mercados, se tienen diferentes precios dentro del mismo minuto. Al objeto de disponer de una observación para cada minuto, el precio de la última operación realizada en el mercado de futuros ha sido asociado con el último valor del índice IBEX-35. Dado que el mercado de futuros sobre IBEX-35 en el período estudiado comenzaba la sesión 15 minutos antes del inicio de la contratación del mercado de acciones y finalizaba, también, quince minutos más tarde, se han eliminado las observaciones del mercado de futuros referentes a dichos tramos con el fin de disponer de datos sincrónicos.⁵

De las series de precios minuto a minuto se han obtenido las series de precios cada cinco y cada quince minutos. Los rendimientos se han calculado como el logaritmo neperiano del cociente de precios. Debido a que el análisis que se realiza es intradía, se ha procedido a eliminar el rendimiento calculado entre precios de días consecutivos porque pueden incorporar rendimientos anormales derivados de un posible *riesgo overnight* o bien del *efecto fin de semana* en el caso de los lunes. Estos ajustes se han realizado en las series de rendimientos minuto a minuto, cada cinco minutos y cada quince minutos para cada uno de los días del período estudiado.

Para cada uno de los vencimientos comprendidos en el período estudiado se ha calculado la **volatilidad** de los mercados de contado y de futuro. Si los arbitrajistas mantienen el vínculo entre el mercado de contado y el mercado de futuro, la volatilidad de las dos series debería ser la misma, mientras que si las diferencias en los costes de transacción en uno o en otro son grandes, la volatilidad no tiene porqué coincidir.⁶

La Tabla I⁷ recoge las volatilidades calculadas como la desviación típica en tanto por cien de los rendimientos de los precios del mercado de contado, del mercado de futuro y el cociente de ambas. Dichas volatilidades se han calculado para cada uno de los vencimientos del contrato de futuro sobre IBEX-35 comprendidos en el período estudiado (enero, febrero, marzo y abril

⁵Durante el período estudiado el mercado de futuros comenzaba la contratación a las 10:45 y finalizaba a las 17:15, mientras que el mercado de acciones negociaba desde las 11:00 finalizando a las 17:00 horas.

⁶Véase *Mackinlay-Ramaswamy [1988]*, p.148.

⁷Para la realización de todos los análisis empíricos se han utilizado los paquetes informáticos MicroTSP versión 7.0 y Eviews 1.0.

de 1994), así como para la totalidad del período (período acumulado)⁸. Los resultados se presentan para los tres intervalos temporales considerados: minuto a minuto, cada cinco y quince minutos.

Tabla I. - "Volatilidades de los rendimientos del mercado de contado y de futuro calculadas con datos minuto a minuto, cada cinco y cada quince minutos para cada uno de los vencimientos del período estudiado y para el período acumulado"

Datos minuto a minuto					
	Ene-94	Feb-94	Mar-94	Abr-94	Acumulado
futuro	0.047%	0.046%	0.051%	0.047%	0.048%
contado	0.037%	0.035%	0.037%	0.035%	0.036%
cociente	1.27568	1.32174	1.37634	1.32578	1.32410

Datos cada cinco minutos					
	Ene-94	Feb-94	Mar-94	Abr-94	Acumulado
futuro	0.097%	0.104%	0.116%	0.104%	0.105%
contado	0.082%	0.085%	0.096%	0.094%	0.089%
cociente	1.19018	1.22733	1.21361	1.11182	1.18828

Datos cada quince minutos					
	Ene-94	Feb-94	Mar-94	Abr-94	Acumulado
futuro	0.163%	0.177%	0.184%	0.199%	0.180%
contado	0.155%	0.160%	0.173%	0.178%	0.166%
cociente	1.04958	1.10660	1.06062	1.11573	1.08173

En los cocientes de la Tabla I se observa que, con independencia del intervalo temporal escogido, la volatilidad en el mercado de futuros es superior a la del mercado de contado para todos los vencimientos estudiados y, lógicamente, para el período acumulado. Los cocientes de volatilidades para los totales acumulados indican que cuanto mayor es el intervalo temporal, menor es la volatilidad del mercado de futuros con respecto a la del mercado de contado. Con los datos minuto a minuto la volatilidad del mercado de futuros es un 32% superior a la del mercado de contado, y disminuye a un 18% y 8% con datos cada cinco y quince minutos respectivamente, aceptándose la significatividad de las diferencias en las volatilidades para niveles del 0.5%.

⁸El valor del IBEX-35 al contado se ha asociado al precio del contrato de futuro con vencimiento en dicho mes, para cada uno de los vencimientos estudiados.

La autocorrelación de las series se estudia con el fin de detectar cómo cada uno de los mercados incorpora los cambios en los precios producidos en su mismo mercado.

La presencia de autocorrelación serial positiva en las series de rendimientos del mercado de contado es detectada por *Mackinlay-Ramaswamy [1988]*, *Stoll-Whaley [1990]* y *Chan [1992]*, los cuales la atribuyen al elevado número de acciones que componen el índice bursátil y a la liquidez de las mismas, detectando que cuanto mayor es el número de acciones y menor su liquidez, los coeficientes de autocorrelación con menores retardos presentan correlación positiva, evidenciando un retardo en la incorporación de nueva información en el mercado.

Estos autores también encuentran autocorrelación en las series de rendimientos de los mercados de futuros, pero ésta en vez de ser positiva es negativa. La autocorrelación negativa aparece en los rendimientos de activos aislados con un elevado volumen de negociación debido a que el precio considerado hace referencia a la última transacción realizada, que fluctúa entre el mejor precio de compra y el mejor precio de venta, lo que provoca autocorrelación negativa en el análisis intradía con intervalos temporales muy pequeños.⁹ Este fenómeno no aparece en los índices bursátiles al contado en los que el elevado número de acciones que los componen hace que se compensen los movimientos del mejor precio de compra al mejor precio de venta de unas acciones, con movimientos del mejor precio de venta al mejor precio de compra de otras.

Con el fin de comprobar que la autocorrelación serial positiva es mayor cuando el volumen negociado es menor, se han calculado los coeficientes de autocorrelación para las series de rendimientos del mercado de contado minuto a minuto, distinguiendo los cuatro vencimientos del período estudiado y el volumen negociado en el mercado de acciones para cada vencimiento. Los resultados se recogen en la Tabla II. Se observa retardos significativos hasta el tercer orden en los cuatro vencimientos para niveles del 0.5%. Es de destacar el hecho de que el tamaño relativo de los coeficientes de autocorrelación hasta el tercer orden son mayores en los vencimientos con menor volumen de contratación en el mercado de acciones (vencimientos de marzo y abril).

⁹En *Stoll-Whaley [1990]* se detecta la presencia de autocorrelación serial negativa en los rendimientos del contrato de futuro sobre S&P 500 y de las acciones de IBM con observaciones cada cinco minutos.

Tabla II. - "Coeficientes de autocorrelación de la serie de rendimientos minuto a minuto del mercado de contado y volumen medio negociado"

Retardo	Enero-94	Febrero-94	Marzo-94	Abril-94
1	-0.031* (-2.661)**	0.038 (3.159)	0.120 (9.705)	0.074 (5.386)
2	0.061 (5.235)	0.075 (6.234)	0.087 (7.036)	0.098 (7.133)
3	0.063 (5.407)	0.066 (5.486)	0.091 (7.360)	0.089 (6.478)
4	0.066 (5.664)	0.073 (6.068)	0.047 (3.801)	0.035 (2.548)
5	0.036 (3.090)	0.058 (4.821)	0.041 (3.316)	0.011 (0.801)
6	0.015 (1.287)	0.062 (5.153)	0.025 (2.022)	0.035 (2.548)
7	0.034 (2.918)	0.030 (2.494)	-0.001 (-0.081)	0.004 (0.291)
8	0.020 (1.717)	0.027 (2.244)	0.008 (0.647)	-0.013 (-0.946)
9	0.015 (1.287)	0.012 (0.997)	0.008 (0.647)	0.006 (0.437)
10	0.012 (1.030)	-0.002 (-0.166)	0.002 (0.162)	-0.019 (-1.383)
Nº de días	22	20	20	18
Volumen***	35440.15	39172.14	28271.62	29510.49

* Los coeficientes de autocorrelación en negrita son significativos para un nivel del 0.5%.

** Entre paréntesis se indica el estadístico t para cada coeficiente.

*** El volumen está expresado en millones de ptas. y hace referencia al volumen medio negociado en los valores del IBEX-35 para los días de negociación del contrato de futuro.

La Tabla III recoge los coeficientes de autocorrelación estimados hasta con 10 retardos, del mercado de contado y del mercado de futuro para el periodo dentro de cada uno de los intervalos escogidos (minuto a minuto, cinco y quince minutos). Los coeficientes de autocorrelación en las series de rendimientos del contado indican una autocorrelación positiva y significativa al nivel del 0.5%, hasta el séptimo retardo en las series minuto a minuto. Esta autocorrelación es también positiva y significativa para los dos primeros retardos en las series de rendimientos cada cinco minutos, desapareciendo la significatividad en las series cada quince minutos (retardos significativos para niveles superiores al 15% por ciento). Se detecta, asimismo, la presencia de autocorrelación serial negativa de primer orden en las series de rendimientos del mercado de futuro minuto a minuto, significativa para un nivel del 0.5%. La autocorrelación

serial negativa en el mercado de futuro no es significativa para intervalos temporales superiores ni para otros retardos.

Tabla III. - "Coeficientes de autocorrelación de la serie de rendimientos minuto a minuto, cada cinco y quince minutos del mercado de contado y del mercado de futuro"

Retardo	Cada Minuto		Cinco		Quince Minutos	
	contado	futuro	contado	futuro	contado	futuro
1	0.047* (7.594)**	-0.053 (-8.563)	0.177 (12.773)	0.049 (-3.536)	0.035 (1.506)	-0.040 (-1.721)
2	0.079 (12.764)	0.056 (9.048)	0.036 (2.598)	-0.027 (-1.948)	-0.020 (-0.860)	-0.025 (-1.076)
3	0.077 (12.441)	0.019 (3.070)	-0.019 (-1.371)	-0.034 (-2.454)	-0.036 (-1.549)	0.013 (0.559)
4	0.057 (9.209)	0.011 (1.777)	-0.031 (-2.237)	-0.038 (-2.742)	-0.005 (-0.215)	-0.009 (-0.387)
5	0.038 (6.140)	0.015 (2.4249)	-0.016 (-1.155)	-0.025 (-1.804)	0.004 (0.172)	-0.029 (-1.248)
6	0.033 (5.332)	-0.001 (-0.162)	-0.010 (-0.722)	0.013 (0.938)	-0.032 (-1.377)	0.004 (0.172)
7	0.019 (3.070)	-0.009 (-1.454)	-0.002 (-0.144)	0.003 (0.216)	0.036 (1.549)	0.023 (0.990)
8	0.012 (1.939)	-0.013 (-2.100)	-0.032 (-2.309)	0.004 (0.289)	-0.006 (-0.258)	0.015 (0.645)
9	0.011 (1.777)	-0.005 (-0.808)	-0.008 (-0.577)	0.021 (1.515)	-0.032 (-1.377)	-0.036 (-1.549)
10	0.000 (0.000)	0.002 (0.323)	0.009 (0.649)	0.002 (0.144)	-0.002 (-0.086)	-0.026 (-1.119)

* Los coeficientes de autocorrelación en negrita son significativos para un nivel del 0.5%.

** Entre paréntesis se indica el estadístico t para cada coeficiente.

Mediante el **análisis de la correlación cruzada** se intenta detectar si los mercados recogen los cambios en los precios de forma simultánea, o si el mercado de futuros se adelanta al mercado de contado o viceversa. Constituye un análisis preliminar para el estudio de la relación "lead-lag" que se realiza en la siguiente sección. Los resultados se recogen en la Tabla IV. Los coeficientes de correlación cruzada contemporáneos son significativos en las tres series, para niveles del 0.5%, y el más alto se encuentra en la serie de rendimientos cada 15 minutos con un coeficiente de 0.6803. A pesar de estos resultados, el mercado de contado y el de futuro no están perfectamente correlacionados y cuanto menor es el intervalo temporal escogido menor es la correlación contemporánea.

Tabla IV.- "Coeficientes de correlación cruzada de la serie de rendimientos minuto a minuto, cada cinco y quince minutos del mercado de contado y del mercado de futuro"

Futuro Retardado	Cada Minuto	Cinco Minutos	Quince Minutos	Contado Retardado	Cada Minuto	Cinco Minutos	Quince Minutos
C,F	0.1405*	0.4742	0.6803	F,C	0.1405	0.4742	0.6803
	(22.7002)**	(34.2378)	(29.2687)		(22.7002)	(34.2378)	(29.2687)
C,F(-1)	0.1192	0.3271	0.1855	F,C(-1)	0.1303	0.1014	-0.0614
	(19.2588)	(23.6170)	(7.9808)		(21.0522)	(7.3212)	(-2.6416)
C,F(-2)	0.1270	0.1041	-0.0031	F,C(-2)	0.0851	-0.0486	-0.0197
	(20.5191)	(7.5161)	(-0.1334)		(13.7494)	(-3.5090)	(-0.8476)
C,F(-3)	0.0952	0.0186	-0.0027	F,C(-3)	0.0429	-0.0362	-0.0009
	(15.3812)	(1.3429)	(-0.1162)		(6.9312)	(-2.6137)	(-0.0387)
C,F(-4)	0.0847	-0.0051	-0.0233	F,C(-4)	0.0118	-0.0524	0.0048
	(13.6848)	(-0.3682)	(-1.0024)		(1.9065)	(-3.7833)	(0.2065)
C,F(-5)	0.0566	-0.0197	0.0147	F,C(-5)	0.0212	-0.0086	-0.0388
	(9.1447)	(-1.4224)	(0.6324)		(3.4252)	(-0.6209)	(-1.6693)
C,F(-6)	0.0620	0.0147	-0.0285	F,C(-6)	-0.0161	-0.0046	-0.0013
	(10.0172)	(1.0614)	(-1.2262)		(-2.6012)	(-0.3321)	(-0.0559)
C,F(-7)	0.0412	-0.0018	0.0393	F,C(-7)	-0.0097	0.0085	0.0261
	(6.6566)	(-0.1300)	(1.6908)		(-1.5672)	(0.6137)	(1.1229)
C,F(-8)	0.0339	-0.0233	0.0160	F,C(-8)	-0.0126	0.0034	-0.0066
	(5.4771)	(-1.6823)	(0.6884)		(-2.0357)	(0.2455)	(-0.2840)
C,F(-9)	0.0285	0.0073	-0.0461	F,C(-9)	-0.0163	0.0071	-0.0008
	(4.6047)	(0.5271)	(-1.9834)		(-2.6335)	(0.5126)	(-0.0344)
C,F(-10)	0.0139	0.0177	-0.0367	F,C(-10)	-0.0091	0.0049	-0.0088
	(2.2458)	(1.2780)	(-1.5790)		(-1.4703)	(0.3538)	(-0.37869)

* Los coeficientes de correlación en negrita son significativos para un nivel del 0.5%.

** Entre paréntesis se indica el estadístico t para cada coeficiente.

Los coeficientes de correlación entre el contado y el futuro retardado son significativos hasta el noveno retardo en la serie de rendimientos minuto a minuto, mientras que la significatividad de los coeficientes de correlación del futuro con el contado retardado se da sólo en los tres primeros retardos. La significatividad de los coeficientes de correlación.

La significatividad de los coeficientes de correlación de cada una de las series de rendimientos, que desaparece a medida que se incrementa el retardo, es tomada como indicativa del número de retardos a escoger en los posteriores análisis de regresión.

4. ANÁLISIS DE LA RELACIÓN LEAD-LAG.

En este apartado se pretende estudiar hasta qué punto el mercado de futuros incorpora la información de forma más rápida que el de contado, de manera que los cambios que se produzcan en aquél puedan interpretarse como indicativos de los próximos cambios en éste. Para estudiar este efecto se plantea el siguiente modelo de regresión en el que la variable dependiente son los rendimientos del mercado de contado que se han regresado sobre los rendimientos del mercado de futuro contemporáneos, retardados y adelantados:

$$c_t = a + \sum_{k=-j}^j b_k \times f_{t+k} + \mu_t \quad [4]$$

donde c_t y f_{t+k} son los rendimientos del mercado de contado (en t) y de futuro (en t+k) respectivamente. Si los parámetros b_k con $k < 0$ son significativos, los cambios en los precios de los mercados de futuro incorporan información al mercado de contado y el mercado de futuro se adelantaría al contado. Si, por el contrario, los b_k con $k > 0$ son significativos, sería el mercado de contado el que aportaría información al mercado de futuro. Si sólo el coeficiente b_0 es significativo la información se incorporaría de forma simultánea en ambos mercados.

La regresión se ha realizado para las series de rendimientos minuto a minuto, cada cinco y quince minutos y el número de variables endógenas retardadas y adelantadas se ha escogido en función de la significatividad de los coeficientes de correlación cruzada estimados en la sección anterior. Dado que los modelos presentan heteroscedasticidad, detectada a través del test de White, y con el fin de realizar inferencias sobre los resultados, se ha utilizado la matriz de varianzas-covarianzas de White, que es consistente con la presencia de heteroscedasticidad¹⁰.

Tal y como indican *Stoll-Whaley [1990]*, p.453, la presencia de autocorrelación serial en las series de rendimientos del mercado de contado puede provocar errores en las inferencias que pueden ser reducidos mediante la estimación de un modelo ARMA(p,q) para dichos rendimientos. De esta forma los citados autores estiman un modelo ARMA que no presente

¹⁰Véase *White [1980]*.

autocorrelación en los residuos de los rendimientos al contado. Dichos residuos se toman como variable dependiente de una nueva regresión sobre los rendimientos de los mercados de futuros:

$$\varepsilon_t = \alpha + \sum_{k=-j}^j \beta_k \times f_{t+k} + \omega_t \quad [5]$$

Debido a que la autocorrelación serial positiva ha sido detectada en las tres series de rendimientos del mercado de contado, el modelo propuesto por *Stoll- Whaley [1990]* se ha aplicado a todas ellas, obteniendo modelos no autocorrelacionados para un ARMA(2,2) en las series de rendimientos del contado minuto a minuto y cada quince minutos, y un AR(1) para las series de rendimientos cada cinco minutos. En las Tablas V, VI y VII se recogen los resultados, tanto de las regresiones efectuadas bajo el modelo propuesto en la Ecuación [4] como de los obtenidos con el propuesto por Stoll y Whaley en la Ecuación [5]. Al comparar los resultados de ambas regresiones se observa que:

- El coeficiente de la variable contemporánea b_0 es positivo y significativo para las tres series de rendimientos en las seis regresiones realizadas. Su tamaño relativo comparado con el resto de los coeficientes indica que los cambios en el mercado de futuro se recogen de forma simultánea en el mercado de contado y este coeficiente es mayor cuanto mayor es el intervalo temporal utilizado.

- En la Tabla V se observa que los coeficientes de las variables retardadas del mercado de futuro son significativos hasta el noveno retardo en el modelo propuesto por la Ecuación [4] y hasta el séptimo en el propuesto por la Ecuación [5]. Con lo que el mercado de contado incorpora cambios en los precios del mercado de futuro hasta el séptimo minuto.

- En dicha Tabla se observa, asimismo, que los coeficientes de las variables adelantadas hasta $k= +3$ son significativos en los dos modelos, con lo que los cambios en el mercado de contado afectan al mercado de futuro que incorpora información procedente de cambios en el contado hasta los tres minutos.

- Al considerar intervalos temporales de cinco minutos (Tabla VI) y de quince minutos (Tabla VII) se confirman los resultados de las series de rendimientos minuto a minuto. Las variables significativas al nivel del 0.5% en las regresiones basadas en la Ecuación [4] siguen siendo significativas en las regresiones basadas en la Ecuación [5]. Además, el futuro retardado,

en el caso de cinco minutos de frecuencia es significativo hasta el segundo retardo, y con quince minutos de frecuencia sólo es significativo el primer retardo.

Hay que tener en cuenta que el hecho de que el mercado de futuro incorpore la información antes que el mercado de contado no implica necesariamente que el movimiento del precio en ese mercado cause movimientos en el otro mercado, éste aspecto es estudiado en la siguiente sección.

Tabla V.- “Resultados de la regresión lineal de los rendimientos del mercado de contado (Ecuación 4) y de los residuos no autocorrelacionados (Ecuación 5) sobre los rendimientos del contrato de futuro. Datos minuto a minuto”

Variable	Modelo Ecuación [4]				Modelo Ecuación [5]				
	b_k	Error Estándar	Estadístico t	Prob.	Variable	β_k	Error Estándar	Estadístico t	Prob.
C	0.0000	0.0000	1.2996	0.1937	C	0.0000	0.0000	-0.0152	0.9879
FUT	0.1049	0.0160	6.5481	0.0000	FUT	0.0952	0.0161	5.8978	0.0000
FUT(-1)	0.0875	0.0061	14.3055	0.0000	FUT(-1)	0.0719	0.0062	11.5890	0.0000
FUT(-2)	0.0907	0.0064	14.0917	0.0000	FUT(-2)	0.0709	0.0067	10.6252	0.0000
FUT(-3)	0.0675	0.0056	12.1107	0.0000	FUT(-3)	0.0456	0.0057	7.9418	0.0000
FUT(-4)	0.0572	0.0051	11.1165	0.0000	FUT(-4)	0.0351	0.0052	6.7570	0.0000
FUT(-5)	0.0386	0.0055	7.0186	0.0000	FUT(-5)	0.0180	0.0055	3.2859	0.0010
FUT(-6)	0.0439	0.0063	6.9314	0.0000	FUT(-6)	0.0258	0.0063	4.0871	0.0000
FUT(-7)	0.0304	0.0052	5.8177	0.0000	FUT(-7)	0.0152	0.0053	2.8661	0.0042
FUT(-8)	0.0257	0.0055	4.6711	0.0000	FUT(-8)	0.0127	0.0055	2.2862	0.0223
FUT(-9)	0.0225	0.0052	4.3029	0.0000	FUT(-9)	0.0115	0.0053	2.1781	0.0294
FUT(-10)	0.0109	0.0053	2.0488	0.0405	FUT(-10)	0.0022	0.0053	0.4207	0.6739
FUT(1)	0.0981	0.0060	16.3829	0.0000	FUT(1)	0.0937	0.0060	15.5872	0.0000
FUT(2)	0.0619	0.0058	10.6496	0.0000	FUT(2)	0.0607	0.0058	10.3832	0.0000
FUT(3)	0.0274	0.0054	5.0552	0.0000	FUT(3)	0.0277	0.0054	5.1317	0.0000
FUT(4)	0.0060	0.0054	1.1066	0.2685	FUT(4)	0.0073	0.0054	1.3455	0.1785
FUT(5)	0.0136	0.0056	2.4273	0.0152	FUT(5)	0.0154	0.0055	2.7724	0.0056
FUT(6)	-0.0112	0.0054	-2.0722	0.0383	FUT(6)	-0.0098	0.0054	-1.8143	0.0696
FUT(7)	-0.0062	0.0055	-1.1222	0.2618	FUT(7)	-0.0050	0.0055	-0.9093	0.3632
FUT(8)	-0.0065	0.0054	-1.1911	0.2336	FUT(8)	-0.0058	0.0055	-1.0595	0.2894
FUT(9)	-0.0087	0.0051	-1.7080	0.0877	FUT(9)	-0.0084	0.0051	-1.6438	0.1002
FUT(10)	-0.0033	0.0051	-0.6525	0.5141	FUT(10)	-0.0031	0.0051	-0.6129	0.5399

Tabla V.- "Continuación".

Modelo Ecuación [4]				Modelo Ecuación [5]			
R ²	0.100441	Media var. depend.	2.75E-06	R ²	0.069729	Media var. depend.	-4.48E-08
R ² ajustado	0.099716	Des. tlp. var. depend.	0.000361	R ² ajustado	0.06898	Des. tlp. var. depend.	0.000358
Err. estándar. regres.	0.000342	Criterio info. Akaike	-15.95985	Err. estándar. regres.	0.000345	Criterio info. Akaike	-15.94233
Sum cuadr. resid.	0.003052	Criterio Schwartz	-15.95296	Sum cuadr. resid.	0.003106	Criterio Schwartz	-15.93544
Razón verosimilitud	171224.4	Estadístico F	138.6231	Razón verosimilitud	170995.8	Estadístico F	93.05886
Durbin-Watson	2.109138	Prob (estadístico F)	0	Durbin-Watson	2.140449	Prob (estadístico F)	0

Tabla VI.- "Resultados de la regresión lineal de los rendimientos del mercado de contado (Ecuación 4) y de los residuos no autocorrelacionados (Ecuación 5) sobre los rendimientos del contrato de futuro. Datos cada cinco minutos"

Modelo Ecuación [4]					Modelo Ecuación [5]				
Variable	b _k	Error Estándar	Estadístico t	Prob.	Variable	β _k	Error Estándar	Estadístico t	Prob.
C	0.0000	0.0000	1.2871	0.1981	C	0.0000	0.0000	0.0343	0.9727
FUT	0.3851	0.0155	24.7982	0.0000	FUT	0.3713	0.0155	23.9662	0.0000
FUT(-1)	0.2545	0.0137	18.5359	0.0000	FUT(-1)	0.1862	0.0140	13.2696	0.0000
FUT(-2)	0.0869	0.0117	7.4558	0.0000	FUT(-2)	0.0419	0.0121	3.4521	0.0006
FUT(-3)	0.0333	0.0119	2.8041	0.0051	FUT(-3)	0.0179	0.0121	1.4794	0.1391
FUT(-4)	0.0217	0.0121	1.7969	0.0724	FUT(-4)	0.0159	0.0126	1.2674	0.2051
FUT(-5)	0.0054	0.0116	0.4609	0.6449	FUT(-5)	0.0015	0.0122	0.1187	0.9055
FUT(1)	0.0782	0.0138	5.6470	0.0000	FUT(1)	0.0821	0.0138	5.9464	0.0000
FUT(2)	-0.0223	0.0130	-1.7197	0.0855	FUT(2)	-0.0221	0.0132	-1.6770	0.0936
FUT(3)	-0.0011	0.0116	-0.0946	0.9247	FUT(3)	0.0029	0.0119	0.2421	0.8087
FUT(4)	-0.0222	0.0113	-1.9608	0.0500	FUT(4)	-0.0226	0.0114	-1.9877	0.0469
FUT(5)	0.0021	0.0111	0.1934	0.8466	FUT(5)	0.0040	0.0114	0.3488	0.7272

Modelo Ecuación [4]				Modelo Ecuación [5]			
R ²	0.338897	Media var. depend.	1.31E-05	R ²	0.278642	Media var. depend.	5.79E-07
R ² ajustado	0.337497	Des. tlp. var. depend.	0.000887	R ² ajustado	0.277115	Des. tlp. var. depend.	0.000873
Err. estándar. regres.	0.000722	Criterio info. Akaike	-14.46583	Err. estándar. regres.	0.000742	Criterio info. Akaike	-14.41027
Sum cuadr. resid.	0.002705	Criterio Schwartz	-14.45072	Sum cuadr. resid.	0.00286	Criterio Schwartz	-14.39516
Razón verosimilitud	30291.19	Estadístico F	242.1446	Razón verosimilitud	30146.52	Estadístico F	182.4618
Durbin-Watson	2.145333	Prob (estadístico F)	0	Durbin-Watson	2.458289	Prob (estadístico F)	0

Tabla VII.- "Resultados de la regresión lineal de los rendimientos del mercado de contado (Ecuación 4) y de los residuos no autocorrelacionados (Ecuación 5) sobre los rendimientos del contrato de futuro. Datos cada quince minutos"

Modelo Ecuación [4]					Modelo Ecuación [5]				
Variable	b _k	Error Estándar	Estadístico t	Prob.	Variable	β _k	Error Estándar	Estadístico t	Prob.
C	0.0000	0.0000	1.2870	0.1982	C	0.0000	0.0000	0.0179	0.9858
FUT	0.6360	0.0219	29.0104	0.0000	FUT	0.6362	0.0222	28.7129	0.0000
FUT(-1)	0.1975	0.0213	9.2611	0.0000	FUT(-1)	0.1663	0.0214	7.7587	0.0000
FUT(-2)	0.0209	0.0209	0.9996	0.3176	FUT(-2)	0.0173	0.0210	0.8241	0.4100
FUT(-3)	-0.0052	0.0193	-0.2722	0.7855	FUT(-3)	0.0149	0.0192	0.7750	0.4384
FUT(-4)	-0.0183	0.0191	-0.9601	0.3371	FUT(-4)	-0.0301	0.0191	-1.5719	0.1161
FUT(-5)	0.0333	0.0170	1.9604	0.0501	FUT(-5)	0.0269	0.0170	1.5814	0.1140
FUT(0)	-0.0282	0.0189	-1.4912	0.1361	FUT(1)	-0.0271	0.0191	-1.4239	0.1546
FUT(2)	-0.0064	0.0206	-0.3114	0.7556	FUT(2)	-0.0054	0.0208	-0.2586	0.7960
FUT(3)	-0.0083	0.0194	-0.4290	0.6680	FUT(3)	-0.0100	0.0197	-0.5085	0.6112
FUT(4)	0.0183	0.0181	1.0118	0.3117	FUT(4)	0.0183	0.0182	1.0099	0.3127
FUT(5)	-0.0180	0.0156	-1.1582	0.2469	FUT(5)	-0.0169	0.0157	-1.0788	0.2808

Modelo Ecuación [4]				Modelo Ecuación [5]			
R ²	0.511176	Media var. depend.	3.59E-05	R ²	0.502732	Media var. depend.	1.55E-06
R ² ajustado	0.508244	Des. tlp. var. depend.	0.001664	R ² ajustado	0.49975	Des. tlp. var. depend.	0.001661
Err. estándar. regres.	0.001167	Criterio info. Akaike	-13.50025	Err. estándar. regres.	0.001175	Criterio info. Akaike	-13.48723
Sum cuadr. resid.	0.002497	Criterio Schwartz	-13.46437	Sum cuadr. resid.	0.00253	Criterio Schwartz	-13.45134
Razón verosimilitud	9853.374	Estadístico F	1.74E+02	Razón verosimilitud	9841.349	Estadístico F	168.5593
Durbin-Watson	2.28615	Prob (estadístico F)	0	Durbin-Watson	2.378418	Prob (estadístico F)	0

5. RELACIÓN A LARGO PLAZO

Una vez estudiadas las relaciones intradía se pasa al análisis de las relaciones a largo plazo con el fin de comprobar si los cambios en el precio de contado y de futuro están relacionados en el largo plazo. El uso del test de causalidad indicará cuál de las dos series estudiadas causa o ayuda a predecir mejor a la otra, para a continuación, a través de la técnica de

cointegración, poder determinar el comportamiento a largo plazo de las series de precios del contado y del futuro sobre el IBEX-35.

La muestra abarca desde el 21 de diciembre de 1993 hasta el 4 de mayo de 1994 y los datos se han seleccionado en intervalos de quince minutos tal y como se ha indicado en el apartado 3, teniendo un total de 2142 observaciones. Las variables analizadas son las siguientes:

VARIABLES	IBEX-35
LCTDO	Logaritmo del precio del mercado de contado: IBEX-35 en el mercado continuo cada 15 minutos.
LFUT	Logaritmo del precio del mercado de futuros: contrato de futuro IBEX-35 cada 15 minutos, eligiendo el correspondiente al vencimiento más negociado.
D(LCTDO)	Primeras diferencias del logaritmo del precio del mercado de contado ¹¹ .
D(LFUT)	Primeras diferencias del logaritmo del precio del mercado de futuros ¹² .

Dado que la estacionariedad de la serie es una característica deseada tanto para la formulación de los modelos como para la distribución de sus estimadores, la solución más adecuada consiste en realizar contrastes de raíces unitarias que permitan determinar el orden de integrabilidad de las series de precios de contado y de futuro, pasando posteriormente a diferenciarlas tantas veces como indique dicho orden¹³ (en nuestro caso se ha utilizado el contraste de Dickey-Fuller Aumentado¹⁴ (ADF)).

Los resultados de la aplicación de estos contrastes aparecen en la Tabla VIII, aceptando que las series LCTDO y LFUT están integradas al menos de orden 1, I(1), para cualquier retardo y con tendencia (al ser significativa para el modelo), aceptándose la hipótesis nula de no

¹¹D(LCTDO)=LCTDO-LCTDO(-1)

¹² D(LFUT)=LFUT-LFUT(-1)

¹³Granger-Newbold [1974] indican la necesidad de diferenciar las series si se desean evitar los resultados espurios al utilizar la econometría convencional. En Nelson-Plosser [1982] se proporciona la evidencia de que muchas series macroeconómicas son integradas en general de orden uno.

¹⁴Dickey, D.A. and W.A. Fuller [1981]: "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, n°49, pp. 1057-1072.

estacionariedad para un nivel de significatividad del 10%.¹⁵ Ahora bien si se estudia la integración de orden 2, I(2), se comprueba que las series LCTDO y LFUT no se encuentran integradas al menos de orden 2, para ningún retardo y utilizando la tendencia (ya que es significativa para el modelo). En concreto, la hipótesis nula es rechazada hasta para un nivel de significatividad del 1%.

Tabla VIII.- "Resultados del test de integrabilidad"

	INTEGRADA DE ORDEN 1=I(1)		INTEGRADA DE ORDEN 2=I(2)	
	LCTDO	LFUT	D(LCTDO)	D(LFUT)
T-1(*)	D-F t-Statistic	D-F t-Statistic	D-F t-Statistic	D-F t-Statistic
	-2.098388	-1.886298	-29.82994	-30.58088
	Mackinnon 10%	Mackinnon 10%	Mackinnon 1%	Mackinnon 1%
	-3.1326	-3.1326	-3.9677	-3.9677
T-2	D-F t-Statistic	D-F t-Statistic	D-F t-Statistic	D-F t-Statistic
	-2.25064	-2.024190	-25.56259	-26.13124
	Mackinnon 10%	Mackinnon 10%	Mackinnon 1%	Mackinnon 1%
	-3.1326	-3.1326	-3.9677	-3.9677
T-3	D-F t-Statistic	D-F t-Statistic	D-F t-Statistic	D-F t-Statistic
	-2.239223	-1.99146	-22.08767	-22.24001
	Mackinnon 10%	Mackinnon 10%	Mackinnon 1%	Mackinnon 1%
	-3.1326	-3.1326	-3.9677	-3.9677

(*) Modelo con tendencia y un retardo.

Por lo tanto, se concluye que las series de precios de futuro y de contado están integradas de orden 1 y no de un orden superior, por lo que al tomar primeras diferencias se convierten en estacionarias.

Existen estudios que analizan la relación de causalidad entre el precio de contado y de futuro de un índice bursátil como se ha indicado en la revisión bibliográfica, si bien en todos los casos se trata de estudios que tienen una utilidad preliminar (determinar cuál será la variable

¹⁵Véase, Mackinnon, J.G. [1990]: "Critical values for cointegration tests", Mimeo, Queens University, Ontario. Reimpreso en: Engle, R.F. and C.W. Granger [1991]: "Long-run economic relationships", *Readings in Cointegration*, Oxford University Press.

explicada en un modelo en el que se desconoce la relación entre las variables objeto de estudio) y más bien orientativa de cara a estudios más completos, como es el caso del presente trabajo, determinando la relación a largo plazo entre las variables (a través de la relación de cointegración).

En particular el análisis de causalidad se centra en averiguar si los rendimientos del precio de futuro {D(LFUT)} causan o ayudan a predecir mejor los rendimientos de los precios de contado {D(LCTDO)}¹⁶, o viceversa, haciendo uso del *contraste directo de Granger*¹⁷, teniendo en cuenta que se ha utilizado el mismo orden de retardos para la variable dependiente que para la variable explicativa. Los resultados de la Tabla IX indican que D(LFUT) causa o ayuda a predecir mejor a D(LCTDO) y que, por contra, D(LCTDO) no mejora la predicción de D(LFUT).

Obsérvese en la Tabla IX que, para cualquier orden de retardo, la hipótesis nula de que la variable D(LCTDO) no causa a la variable D(LFUT) es aceptada (o sea que la variable D(LCTDO) no ayuda a predecir mejor a la variable D(LFUT)). En cambio, se rechaza la hipótesis nula de que D(LFUT) no causa a la variable D(LCTDO), implicando que la variable D(LFUT) ayuda a predecir mejor a la variable D(LCTDO). Se confirman así los resultados presentados en la literatura para el mercado español, si bien en nuestro caso la muestra es más precisa (datos cada 15 minutos) y más amplia (2142 observaciones), otorgando un mayor poder a los resultados obtenidos. En resumen, el precio del futuro sobre el IBEX-35 contiene información que puede ayudar a predecir el índice de contado.

De lo señalado anteriormente es de esperar que, en principio, el mercado de futuro sobre IBEX 35 reaccione de manera más rápida que el contado ante las nuevas expectativas del mercado y que por tanto sea el rendimiento del precio de futuro el que ayude a predecir al precio de contado y no a la inversa. Este razonamiento va a marcar la línea de trabajo especialmente a la hora de establecer la relación a largo plazo entre ambos precios, como a continuación se describe.

¹⁶La utilización de las primeras diferencias implica que toda la información relevante está contenida en los cambios cada 15 minutos de los precios (Kawaller et al. [1987]).

¹⁷Véase, Granger [1969].

Tabla IX.- " Resultados de los tests de causalidad"

Retardos	Desde el 21 de diciembre de 1993 hasta el 4 de mayo de 1994	
	H ₀ : D(LCTDO) no causa D(LFUT)	H ₀ : D(LFUT) no causa D(LCTDO)
m=k=5 (2136)*	F-statistic→ 0.47110 Probabilidad→ 0.79803	F-statistic→ 18.5021 Probabilidad→ 0.0000
m=k=4 (2137)	F-statistic→ 0.20553 Probabilidad→ 0.93543	F-statistic→ 22.6821 Probabilidad→ 0.0000
m=k=3 (2138)	F-statistic→ 0.26478 Probabilidad→ 0.85081	F-statistic→ 29.9716 Probabilidad→ 0.0000
m=k=2 (2139)	F-statistic→ 0.26637 Probabilidad→ 0.76618	F-statistic→ 43.8342 Probabilidad→ 0.0000
m=k=1 (2140).	F-statistic→ 0.57156 Probabilidad→ 0.44972	F-statistic→ 76.5324 Probabilidad→ 0.0000

* Entre paréntesis aparecen el número de observaciones.

Engle-Granger [1987] realizan un tratamiento más satisfactorio de los modelos con variables integradas con el estudio de las series cointegradas.

En la Tabla X aparecen los resultados obtenidos pudiéndose comprobar que en todos los casos analizados con tendencia (ya que es significativa para el modelo) y para cualquier nivel de retardo, se rechaza la hipótesis nula hasta para un nivel de significatividad del 1%, confirmando la estacionariedad de los residuos a largo plazo y, por lo tanto, aceptando que existe una relación de cointegración de orden (1,1)→ [CI(1,1)] entre las series LCTDO y LFUT. Estos resultados ratifican los análisis de causalidad previos y permiten determinar una relación a largo plazo.

Hay que tener en cuenta que si bien la muestra es de 4 meses se han utilizado datos cada 15 minutos trabajando, por tanto, con un total de 2142 observaciones, número suficientemente elevado como para cumplir el objetivo planteado en este trabajo.¹⁸

El método de Engle-Granger presenta una serie de inconvenientes: como son que como máximo puede detectar la presencia de un vector de cointegración, independientemente del número de variables existentes y que los estadísticos que proporciona carecen de distribuciones

¹⁸En este sentido, Shyy y otros [1996] utilizan para el caso francés datos minuto a minuto durante un mes (agosto de 1994).

límite bien definidas¹⁹. Por ello se ha optado por utilizar otro enfoque que solucione estos problemas.

Tabla X.- "Resultados del test de cointegración de Engle-Granger"

VARIABLES	ICTDO / IFUT
PERÍODO	21/12/93 - 4/5/94
Nº OBSERV.	2142
T-1(*)	D-F t-Statistic -7,1566
2140(**)	Mackinnon 1% -4,3296
T-2	D-F t-Statistic -6,4390
2139	Mackinnon 1% -4,3311
T-3	D-F t-Statistic -6,1136
2138	Mackinnon 1% -4,3318
T-4	D-F t-Statistic -5,8420
2137	Mackinnon 1% -4,3322

(*) Modelo con tendencia, constante y un retardo.

(**) Número de observaciones.

Se trata del enfoque de *Johansen [1988]* que permite estimar mediante máxima verosimilitud todos los vectores de cointegración que existan entre un conjunto de "N" variables, proporciona contrastes del número de vectores de cointegración que son significativos con estadísticos que tienen distribuciones límite bien definidas y, además, ofrece contrastes de restricciones lineales sobre los parámetros que componen dichos vectores.

En la Tabla XI se recogen los resultados del test de Johansen aplicado a las series objeto de análisis. Se observa que la hipótesis de cero vectores de cointegración se rechaza, mientras que la hipótesis de uno o más vectores de cointegración no se puede rechazar, por lo que se concluye que existe un vector de cointegración linealmente independiente.

¹⁹Véase *Anchuelo [1993]*

Tabla XI.-" Resultados del test de cointegración de Johansen"

Valores Propios	Ratio de la Razón de Verosimilitud	Valor Crítico al 5 %	Valor Crítico al 1 %	Hipótesis nula n° vectores de cointegración
0.014954	33.89000	15.41	20.04	Ninguno**
0.000791	1.691348*	3.76	6.65	Al menos uno

(*)El test del Ratio de la Razón de Verosimilitud indica que existe un único vector de cointegración para un nivel de significación del 5%.

(**)Denota el rechazo de la hipótesis nula para un nivel de significación del 1%.

Estos resultados confirman las conclusiones obtenidas anteriormente en lo referente a la relación entre los precios de contado y de futuro, ya intuitas a través del test de causalidad de Engle-Granger.

La relación a largo plazo entre las dos variables para los dos períodos de valoración se presenta en la Tabla XII²⁰, donde se advierte el valor estadístico insignificante del término independiente para el modelo, lo que pone de manifiesto el hecho de que el proceso no es generado por un tendencia lineal. El coeficiente de determinación tiene un valor muy elevado del 0.989373, constatando la relación teórica entre ambos precios. De nuevo, la variable explicativa del modelo es el precio de futuro, mientras que la explicada es el precio de contado.

Tabla XII.-" Relación a largo plazo para el período 21/12/93 - 4/5/94"

Variable dependiente: LCTDO
Número de observaciones: 2142

Variable	Coficiente	Error estándar	Estadís. t	Prob.
C	-0.030880	0.018455	-1.673241	0.0944
LFUT	1.003717	0.002249	446.3458	0.0000
R ²	0.989373	Media var. depend.	8.206424	
R ² ajustado	0.989368	Des. ttp. var. depend.	0.042519	
Err. estándar. regres.	0.004384	Criterio info. Akaike	-10.85853	
Sum cuadr. resid.	0.041135	Criterio Schwartz	-10.85323	
Razón de Verosimilitud	8592.115	Estadístico F	199224.5	
Durbin-Watson	0.123244	Prob(estadístico F)	0.000000	

²⁰La estimación se ha llevado a cabo a través del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios.

El teorema de representación de Granger establece que si “N” componentes de un vector de series temporales, x_t , son CI(1,1) de rango de cointegración “r”, existe una representación del Mecanismo de Corrección de Error (MCE); asimismo, la existencia de una representación MCE implica cointegración.

Como los componentes del vector están cointegrados, CI(1,1), existe una representación de corrección del error. El MCE retiene la información sobre las relaciones a largo plazo entre las variables en niveles, recogida en el término de corrección de error, a la vez que permite flexibilidad en la especificación de sus relaciones a corto, recogidas mediante el resto de los parámetros. Por contra, si se optase por modelizar tan solo en términos de variables diferenciadas, desaparecería la información sobre el largo plazo. El MCE sirve para representar la relación dinámica entre las variables y estimar correctamente los parámetros que definen sus relaciones, tanto a corto como a largo plazo. Los resultados obtenidos se presentan en la Tabla XIII.

Tabla XIII.- “Representación del Mecanismo de Corrección por el Error”

Variable dependiente: DLCTDO
Número de observaciones: 2139

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadís. t	Prob.
C	3.99E-05	2.52E-05	1.582227	0.1137
DLFUT(-1)	0.268871	0.026354	10.20244	0.0000
DLFUT(-2)	0.060128	0.017978	3.344531	0.0008
DLCTDO(-1)	-0.147091	0.029187	-5.039676	0.0000
RCF(-1)*	0.030326	0.007336	4.133951	0.0000
DLFUT	0.670771	0.019094	35.13077	0.0000
R ²	0.564101	Media var. depend.	3.24E-05	
R ² ajustado	0.563079	Des. típ. var. depend.	0.001769	
Err. estándar regres.	0.001169	Criterio info. Akaike	-13.49987	
Sum cuadr. resid.	0.002916	Criterio Schwartz	-13.48397	
Razón de Verosimilitud	11409.00	Estadístico F	552.0670	
Durbin-Watson	1.997486	Prob(estadístico F)	0.000000	

*Residuos de la relación a largo plazo retardados un período. (término de corrección de error)

Se observa que todas las variables explicativas son significativas para el modelo. Por otro lado, como se comprueba en la Tabla XIV, no existe autocorrelación destacando que la estimación se ha realizado por mínimos cuadrados ordinarios pero utilizando la matriz de

varianzas-covarianzas obtenida por White²¹ para calcular los errores estándar y los estadísticos t en presencia de heteroscedasticidad como es nuestro caso.

Tabla XIV.- “Test de Correlación serial de Breusch-Godfrey”

Retardos	F-statistic	Probabilidad	Nº Obs*R ²	Probabilidad
2	0.968861	0.325076	0.971600	0.324281
3	3.429978	0.032567	6.863614	0.032328
4	3.300865	0.019597	9.898419	0.019450

La estimación del modelo de corrección de error confirma la cointegración entre los precios de contado y futuro, al ser el coeficiente del término de error [RCF(-1)] estadísticamente significativo.

El MCE servirá en trabajos posteriores como modelo predictivo para establecer relaciones a corto plazo, a diferencia del modelo de cointegración que permitía determinar relaciones a largo plazo entre los precios de contado y de futuro.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha estudiado el comportamiento de los cambios en los precios del contrato de futuro sobre IBEX-35 y de su activo subyacente, y el poder predictivo de los movimientos de los precios entre los dos mercados, utilizando datos para el **análisis intradía** con un notable detalle temporal (minuto a minuto, cinco y quince minutos), y datos cada quince minutos para el **análisis a largo plazo**.

Se ha observado como la **volatilidad** del mercado de futuro es superior a la del mercado del contado y como esa diferencia aumenta cuanto menor es el intervalo temporal considerado.

²¹White, H. [1980].

La **autocorrelación** de las series de rendimientos del mercado del contado es positiva. Esto se debe al elevado número de acciones que componen el índice. Así mismo se observa que, cuanto mayor es el volumen negociado en el mercado de acciones, menor es la autocorrelación detectada. La autocorrelación serial también se observa en el mercado de futuros, pero esta es negativa debido a que la cotización fluctúa entre el mejor precio de compra y el mejor de venta, con una horquilla de precios muy estrecha.

Se ha estudiado la **correlación cruzada** de las series entre el mercado de futuro y el mercado de contado como análisis preliminar de la **relación "lead-lag"**. Ésta última se ha realizado teniendo en cuenta la autocorrelación serial positiva de los rendimientos del mercado de contado y se concluye que el mercado de futuro se adelanta al mercado de contado en siete minutos. También se ha observado que el mercado de contado aporta información al mercado de futuro durante 3 minutos.

Las series del precio de futuro y del contado **no son estacionarias**, conteniendo una raíz unitaria. Con el fin de comprobar que los rendimientos de los precios de futuro contienen información que no ha sido incorporada por los rendimientos de los precios de contado, se ha utilizado el test de **causalidad** de Granger, concluyendo que los rendimientos del precio de futuro causan o ayudan a predecir mejor a los rendimientos del precio de contado y no al contrario, ratificando así la intuición de los operadores del mercado sobre la relación existente entre ambos rendimientos.

Para determinar cuál es la **relación a largo plazo** entre las variables se han realizado dos análisis de **cointegración** (Engle-Granger y Johansen) que han permitido aceptar que las series de precios del mercado de contado y de futuro se encuentran cointegradas, determinando una estructura de la relación a largo plazo entre ambas variables. A raíz de esta relación se ha obtenido el **Modelo de corrección de Error** en el cual se han constatado los contrastes de validación. Este modelo permitirá realizar, en el futuro, predicciones cuando la muestra se amplie.

BIBLIOGRAFÍA

- Abhyankar, A.H. [1995]: "Return and volatility dynamics in the FT-SE 100 Stock Index and Stock Index Futures Markets", *The Journal of Futures Markets*, vol.15, nº4, pp. 457-488.
- Anchuelo, A.[1993]: "Series integradas y cointegradas: una introducción", *Revista de Economía Aplicada*, vol. 1, nº1, pp. 151-164.
- Beck, S.E. [1994]: "Cointegration and market efficiency in commodities futures markets", *Applied Economics*, nº26, pp. 249-257.
- Box, G.E.P. and G.M. Jenkins [1992]: *Time series analysis. Forecasting and control* (San Francisco: Holden Day).
- Bradley, M.G. and S.A. Lumpkin [1992]: "The Treasury yield curve as a cointegrated system", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 27, nº3, pp. 449-463.
- Caballero, J.M. and A. Novales [1995]: "The spanish stock market futures contract: a first analysis", II Jornadas de Economía Financiera, Vol. I, Bilbao.
- 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*, vol. 5, nº1, pp. 123-152.
- Chowdhury, A.R. [1991]: "Futures Market efficiency: evidence from cointegration tests", *The Journal of Futures Markets*, vol 11, nº5, pp. 577-589.
- Climent, F.J. y A. Pardo [1995]: "Estudio de las relaciones entre el contrato de futuro sobre IBEX-35 y su activo subyacente", *III Foro de Finanzas*, Tomo I, pp. 143-170.
- Climent, F.J. [1996]: "Relaciones entre los índices de referencia de los préstamos indizados en España. Un análisis de causalidad y cointegración", *Revista Española de Financiación y contabilidad*. Próxima publicación.
- Crockett, J.H.; F.E. Nothaft and G.H.K. Wang, [1991]: "Temporal relationships among adjustable-rate mortgage indexes", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, nº4, pp. 409-419.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller [1981]: "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, nº49, pp. 1057-1072.
- Engle, R.F. and C.W. Granger [1987]: "Co-integration and error correction representation, estimation, and testing", *Econometrica*, vol.55, nº2, pp. 251-276.
- Engle, R.F. and C.W. Granger [1991]: "Long-run economic relationships", *Readings in Cointegration*, Oxford University Press.
- Engsted, T. and C. Tanggaard [1994]: "A cointegration Analysis of Danish zero-coupon bond yields", *Applied Financial Economics*, nº24, pp. 265-278.
- Esteve, V. [1993]: "La estructura temporal de los tipos de interés españoles bajo la hipótesis de expectativas racionales", *Información Comercial Española*, nº725, pp. 181-192.
- Fernández, P. y J. Yzaguirre [1995]: *IBEX-35. Análisis e investigaciones*. Ediciones Internacionales Universitarias. Barcelona.
- Finnerty, J.E. and H.Y. Park, [1987]: "Stock Index Futures: Does the tail wag the dog?", *Financial Analysts Journal*, march-april, pp. 57-61.
- Ghosh, A. [1993]: "Cointegration and error correction models: intertemporal causality between index and futures prices", *The Journal of Futures Markets*, vol. 13, nº2, pp. 193-198.

Granger, C.W.J. [1969]: "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, nº37, pp. 424-438.

Granger, C.W.J. and P. Newbold [1974]: "Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, nº2, pp. 111-120.

Granger, C.W.J. [1981]: "Some properties of time series data and their use in econometric model specification", *Journal of Econometrics*, nº16, pp. 121-130.

Hall, R.E.; J. Johnston and D.M. Lilien [1990]: *Micro TSP, user's manual* (Quantitative Micro Software, Irvine).

Hall, R.E.; J. Johnston and D.M. Lilien [1994]: *Views, user's guide (versión 1.0)* (Quantitative Micro Software, Irvine).

Herbst, A.F.; J.P. McCormack and E.N. West [1987]: "Investigation of a lead-lag relationship between spot stock indices and their futures contracts", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 7, nº4, pp. 373-381.

Johansen, S. [1988]: "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, Nº12, pp. 231-254.

Kawaller, I.G.; P.D. Koch and T.W. Koch [1988]: "The temporal price relationship between S&P 500 futures and the S&P index", *The Journal of Finance*, nº5, pp. 1309-1330.

Lim, K.G. [1992]: "Arbitrage and price behavior of the Nikkei Stock Index Futures", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 12, nº2, pp. 151-161.

Lo, A. and A.C. Mackinlay [1990]: "An econometric analysis of nonsynchronous trading", *Journal of Econometrics*, nº45, pp. 181-211.

Mackinnon, J.G. [1990]: "Critical values for cointegration tests", Mimeo, Queens University, Ontario.

Mackinlay, A.C. and K. Ramaswamy [1988]: "Index-futures arbitrage and the behavior of stock index futures prices", *The review of Financial Studies*, Vol. 1, nº2, pp. 137-158.

Nelson, C.R. and C.I. Plosser [1982]: "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications", *Journal of Monetary Economics*, nº10, pp. 139-162.

Otero, J. M^o. [1993]: *Econometría. Series temporales y predicción* (AC, Madrid).

Pardo, A. [1995]: "Arbitraje con contratos de futuro sobre índice bursátil", Trabajo de Investigación del Departamento de Economía Financiera y Matemática de la Universitat de València.

Phillips, P.C.B. and S. Ouliaris [1986]: "Testing for cointegration", Discussion Paper Nº 809, Yale University, Cowles Foundation.

Shyy, G., V. Vijayraghavan and 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*, vol.16, nº4, pp. 405-420.

Stoll, H.R. and R.E. Waley [1990]: "The dynamics of stock index and stock index futures return", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, nº25, pp. 441-468.

Wang G.H.K. and J. Yau [1994]: "A time series approach to testing for market linkage: unit root and cointegration tests", *The Journal of Futures Markets*, vol.14, nº4, pp. 457-473.

White, H. [1980]: "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and direct test for heteroskedasticity", *Econometrica*, nº48, pp. 817-838.

Zeckhauser, R. and V. Niederhoffer [1983]: "The performance of Market Index Futures Contracts", *Financial Analysts Journal*, January-February, pp. 59-65.

DOCUMENTOS PUBLICADOS*

- WP-EC 93-01 "Efectos de la Innovación Financiera sobre la Inversión: El Caso del Leasing Financiero"
M.A. Díaz. Junio 1993.
- WP-EC 93-02 "El problema de la Planificación Hidrológica: Una Aplicación al Caso Español"
A. González, S.J. Rubio. Junio 1993.
- WP-EC 93-03 "La Estructura de Dependencia del Precio de las Acciones en la Identificación de Grupos Estratégicos: Aplicación al Sector Bancario Español"
J.C. Gómez Sala, J. Marhuenda, F. Más. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-04 "Dotaciones del Capital Público y su Distribución Regional en España"
M. Mas, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-05 "Disparidades Regionales y Convergencia en las CC.AA. Españolas"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-06 "Bank Regulation and Capital Augmentations in Spain"
S. Carbó. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-07 "Transmission of Information Between Stock Markets"
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-08 "Capital Público y Productividad de la Economía Española"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-09 "La Productividad del Sistema Bancario Español (1986-1992)"
J.M. Pastor, F. Pérez. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-10 "Movimientos Estacionales en el Mercado de Acciones Español"
A. Peiró. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-11 "Thresholds Effects, Public Capital and the Growth of the United States"
J. García Montalvo. Diciembre 1993.
- WP-EC 94-01 "International Migration Flows: The Case of Spain"
P. Antolín. Febrero 1994.
- WP-EC 94-02 "Interest Rate, Expectations and the Credibility of the Bank of Spain"
F.J. Goerlich, J. Maudos, J. Quesada. Marzo 1994.
- WP-EC 94-03 "Macromagnitudes Básicas a Nivel Sectorial de la Industria Española: Series Históricas"
F.J. Goerlich, V. Orts, S. García. Mayo 1994.
- WP-EC 94-04 "Job Search Behaviour"
P. Antolín. Mayo 1994.
- WP-EC 94-05 "Unemployment Flows and Vacancies in Spain"
P. Antolín. Mayo 1994.

*Para obtener una lista de documentos de trabajo anteriores a 1993, por favor, póngase en contacto con el departamento de publicaciones del IVIE.

WP-EC 94-06 "Paro y Formación Profesional: Un Análisis de los Datos de la Encuesta de Población Activa"
C. García Serrano, L. Toharia. Mayo 1994.

WP-EC 94-07 "Determinantes de la Dinámica de la Productividad de los Bancos y Cajas de Ahorro Españolas"
J.M. Pastor. Junio 1994.

WP-EC 94-08 "Estimación Regionalizada del Stock de Capital Privado (1964-1989)"
F.J. Escribá, V. Calabuig, J. de Castro, J.R. Ruiz. Junio 1994.

WP-EC 94-09 "Capital Público y Eficiencia Productiva Regional (1964-1989)"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Julio 1994.

WP-EC 94-10 "Can the Previous Year Unemployment Rate Affect Productivity? A DPD Contrast"
R. Sánchez. Septiembre 1994.

WP-EC 94-11 "Comparing Cointegration Regression Estimators: Some Additional Monte Carlo Results"
J. García Montalvo. Septiembre 1994.

WP-EC 94-12 "Factores Determinantes de la Innovación en las Empresas de la Comunidad Valenciana"
M. Gumbau. Septiembre 1994.

WP-EC 94-13 "Competencia Imperfecta y Discriminación de Precios en los Mercados de Exportación. El Caso del Sector de Pavimentos Cerámicos"
J. Balaguer. Noviembre 1994.

WP-EC 94-14 "Utilidad Expandida Estado Dependiente: Algunas Aplicaciones"
R.J. Sirvent, J. Tomás. Noviembre 1994.

WP-EC 94-15 "El Efecto de las Nuevas Tecnologías de Transacción en la Demanda de Dinero en España"
J. Maudos. Noviembre 1994.

WP-EC 94-16 "Desajustes en los Tipos de Cambio e 'Hysteresis' en los Flujos Comerciales: Las Exportaciones Españolas a EE.UU."
J. de Castro, V. Orts, J.J. Sempere. Diciembre 1994.

WP-EC 94-17 "Stock Prices and Macroeconomic Factors: Evidence from European Countries"
A. Peiró. Diciembre 1994.

WP-EC 95-01 "Margen Precio-Coste Marginal y Economías de Escala en la Industria Española: 1964-1989"
F.J. Goerlich, V. Orts. Abril 1995.

WP-EC 95-02 "Temporal Links Between Price Indices of Stock Markets with Overlapping Business Hours"
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Abril 1995.

WP-EC 95-03 "Competitive and Predatory Multi-Plant Location Decisions"
A. García Gallego, N. Georgantzis. Abril 1995.

WP-EC 95-04 "Multiproduct Activity and Competition Policy: The Tetra Pack Case"
A. García Gallego, N. Georgantzis. Junio 1995.

WP-EC 95-05 "Estudio Emprírico de la Solvencia Empresarial en Comunidad Valenciana"
J.L. Gandía, J. López. R. Molina. Junio 1995.

WP-EC 95-06 "El Método Generalizado de los Momentos"
A. Denia, I. Mauleón. Junio 1995.

WP-EC 95-07 "Determinación de una Tipología de Hogares en el Marco de una Matriz de Contabilidad Social"
M.L. Moltó, S. Murgui, E. Uriel. Junio 1995.

WP-EC 95-08 "Relaciones Rentabilidad-Riesgo en Futuros Sobre Deuda a Largo Plazo"
R.M. Ayela. Junio 1995.

WP-EC 95-09 "Eficiencia, Cambio Productivo y Cambio Técnico en los Bancos y Cajas de Ahorros Españolas: Un Análisis Frontera no Paramétrico"
J.M. Pastor. Junio 1995.

WP-EC 95-10 "Infrastructures and Productivity in the Spanish Regions"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Octubre 1995.

WP-EC 95-11 "Macroeconomic Performance of Sixteen Ibero-American Countries over the Period 1980-1991"
C.A. Knox Lowell, J.T. Pastor. Octubre 1995.

WP-EC 95-12 "Determinantes de la Demanda de Educación en España"
P. Beneito, J. Ferri, M^a. Moltó, E. Uriel. Octubre 1995.

WP-EC 95-13 "GMM Estimation of Count Panel Data Models with Fixed Effects and Predetermined Instruments"
J. García Montalvo. Noviembre 1995.

WP-EC 95-14 "Prestación de Servicios Bancarios en las Cajas de Ahorros Españolas: Cajeros Automáticos *Versus* Oficinas"
J. Maudos, J.M. Pastor. Noviembre 1995.

WP-EC 95-15 "Unemployment Determinants for Women in Spain"
N. Lázaro, M.L. Moltó, R. Sánchez. Noviembre 1995.

WP-EC 95-16 "Indicadores de Capital Humano y Productividad"
L. Serrano Martínez. Noviembre 1995.

WP-EC 95-17 "Strategic Consumer Location in Spatial Competition Models"
M.A. García Gallego, N. Georgantzis, V. Orts Rios. Noviembre 1995.

WP-EC 95-18 "Efficiency Analysis in Banking Firms: An International Comparison"
J.M. Pastor, F. Pérez, J. Quesada. Noviembre 1995.

WP-EC 95-19 "Análisis de Cointegración en la Estructura Temporal de los Tipos de Interés de la Deuda Pública"
P. Rico Belda. Diciembre 1995.

WP-EC 95-20 "Transition Probabilities to Employment and Non-Participation"
P. Antolín Nicolás. Diciembre 1995.

WP-EC 96-01 "Determinantes de la Estructura Temporal de los Tipos de Interés de la Deuda Pública"
P. Rico. Febrero 1996.

WP-EC 96-02 "Una Estimación Econométrica del Stock de Capital de la Economía Española"
A. Denia, A. Gallego, I. Mauleón. Febrero 1996.

WP-EC 96-03 "La Propiedad de Simetría en los Rendimientos Financieros Diarios Españoles"
A. Peiró. Febrero 1996.

WP-EC 96-04 "A Note about Effort, Wages, and Unemployment"
M. D. Alepuz, M. A. Diaz, R. Sánchez. Abril 1996.

- WP-EC 96-05 "Efectos Macroeconómicos de una Sustitución de un Específico por IVA Bajo Competencia Imperfecta. Una Aproximación.
R. Torregrosa. Abril 1996.
- WP-EC 96-06 "Technical Progress in Spanish Banking: 1985-1994"
J. Maudos, J. M. Pastor, J. Quesada. Abril 1996.
- WP-EC 96-07 "Long-Run Groundwater Reserves Under Uncertainty"
S. Rubio, J. Castro. Abril 1996.
- WP-EC 96-08 "Dimensión Regional de la Innovación Tecnológica"
M. Gumbau. Abril 1996.
- WP-EC 96-09 "Growth and Population Aging: The Spanish Case"
J. García Montalvo, J. Quesada. Julio 1996.
- WP-EC 96-10 "Eficiencia Productiva Sectorial en las Regiones Españolas: Una Aproximación Frontera"
M. Gumbau, J. Maudos. Septiembre 1996.
- WP-EC 96-11 "Desajuste Educativo y Formación Laboral Especializada: Efectos Sobre los Rendimientos Salariales"
P. Beneito, J. Ferri, M.L. Moltó, E. Uriel. Septiembre 1996.
- WP-EC 96-12 "Market Structure and Performance in Spanish Banking Using a Direct Measure of Efficiency"
J. Maudos. Septiembre 1996.
- WP-EC 96-13 "Estudio de las Relaciones Entre el Contrato de Futuro sobre IBEX-35 y su Activo Subyacente"
F. J. Climent, A. Pardo. Septiembre 1996.
- WP-EC 96-14 "Job Search: Intensity and Reservation Wage in the Spanish Labour Market"
J. M. Blanco, A. Picazo. Septiembre 1996.