

EL VENCIMIENTO DE LOS DERIVADOS Y EL IBEX-35*

PILAR CORREDOR

Universidad Pública de Navarra

PEDRO LECHÓN

Universidad de Zaragoza

RAFAEL SANTAMARÍA

Universidad Pública de Navarra

Este trabajo analiza la posible influencia del vencimiento de los mercados derivados sobre el índice IBEX-35. El período analizado comprende desde enero de 1992 a diciembre de 1995. Dicho período ha sido dividido en dos submuestras con el objetivo de determinar posibles cambios en los resultados.

Para estudiar el impacto que supone el vencimiento en tres aspectos del índice, rentabilidad, volatilidad y volumen negociado, se ha utilizado la técnica de regresión. En el primer subperíodo el análisis de las rentabilidades y de la volatilidad no permiten encontrar diferencias significativas ligadas a la extinción de los contratos; sin embargo, el volumen negociado sí que es más elevado cuando llega su vencimiento. En el segundo subperíodo también se detecta un volumen distinto en el día de vencimiento y además se aprecian ciertos indicios de efectos en los precios del subyacente en esa fecha. Quizá, el incremento de las operaciones de cobertura derivadas del desarrollo del mercado pueda ser una posible explicación a este fenómeno.

Palabras clave: mercado de derivados español, vencimiento de los derivados, mercado de acciones.

Desde la aparición de los mercados de derivados, hace dos décadas, se han realizado numerosos estudios sobre las posibles interacciones existentes entre estos mercados y los mercados de los activos subyacentes. Sin embargo, es a partir del *crash* de octubre de 1987 cuando la realización de esta clase de trabajos recibió su mayor impulso, orientando la discusión a cuestiones como si los mercados de derivados influyen en los activos fundamentales o no y, si lo hacen, en qué medida.

Aunque no se poseen teorías específicas completas que describan estas influencias, son varios los estudios que han encontrado evidencia empírica de que éstas existen, especialmente alrededor de la fecha de vencimiento de la opción. Este efecto, de-

(*) Los autores desean agradecer los valiosos comentarios ofrecidos por los evaluadores anónimos, sin que ello suponga imputarles responsabilidad alguna por los errores que puedan permanecer, así como las ayudas financieras concedidas por el Gobierno de Navarra y la D.G.I.C.Y.T. (PB94-1045).

nominado “efecto vencimiento”, consiste en la detección de un comportamiento diferenciado en las características de los activos subyacentes alrededor de la fecha de vencimiento del contrato del derivado correspondiente.

Las razones que pueden ayudar a explicar este hecho se encuentran relacionadas con la información generada en la fecha de vencimiento motivada, entre otras posibles causas, por la existencia de procesos de arbitraje y/o especulativos entre ambos mercados.

El argumento que sostiene que la creación de este efecto puede estar originado por la actuación de los arbitrajistas se centra en el análisis de las estrategias de cobertura. En particular, se pone el énfasis en que la existencia de costes de transacción en el mercado favorece unas coberturas sobre otras que, obviando costes, serían plenamente sustitutivas. Ello conduce a que, al deshacer posiciones de cobertura en el momento inmediatamente anterior al vencimiento, se creen presiones en el precio del subyacente.

La explicación del efecto relacionada con la actuación de los especuladores puede justificarse en la medida en que éstos puedan encontrar en el vencimiento el momento idóneo para desarrollar estrategias encaminadas a actuar en precios, si se supone la existencia de agentes que ocasionalmente pueden no ser tomadores de precios. La consideración de agentes no tomadores de precios no es nueva. Jarrow (1994) relaja la hipótesis de que los agentes que operan en mercados de opciones sean tomadores de precios y se introduce en cuestiones de manipulación de mercado analizando los efectos sobre la valoración de derivados. Para ello, parte de un ejemplo simple de una acción y un activo derivado. Sus conclusiones apuntan a que la introducción de los mercados de derivados crea las condiciones necesarias para que exista manipulación de mercado. También muestra que si se imponen límites en cantidades, o si los mercados se encuentran estrechamente relacionados (el autor los califica de “síncronos”), pueden excluirse las posibilidades de manipulación.

El efecto que cabría esperar de la actuación de ambos tipos de agentes sería la presencia de una rentabilidad anormal. No obstante, unido a este efecto (incluso en el caso de que éste no se observe), sería posible apreciar excesos de volatilidad y, muy probablemente, un volumen anormal derivado de sus actuaciones. Estudiar el efecto del vencimiento supone, por tanto, estudiar el efecto que se produce en la rentabilidad, la volatilidad y el volumen ya que, en otro caso, se podrían estar obviando efectos.

Sin embargo, esta pretensión globalizadora no es la que siempre ha acompañado a la evidencia empírica puesto que, inicialmente, el objeto de atención fue el descubrimiento de rentabilidades anormales. Los primeros estudios sobre interacciones entre mercados derivados y el mercado del subyacente se remontan al inicio de la negociación de opciones en Estados Unidos en 1973. Así, ya en 1974, el Nathan Report suministró el primer análisis relacionado con este hecho, concluyendo que no existía impacto al negociar las opciones sobre sus activos fundamentales. Contrario a estos resultados, Klemkosky (1978) detecta una rentabilidad negativa de, aproximadamente, un 1% en la semana que precedía al vencimiento de las opciones, frente a un 0,4% de rentabilidad positiva en la semana siguiente a dicho vencimiento. En sentido similar se mueven las conclusiones de Cinar y Vu (1987 y 1988). Estos, en su segundo estudio, ponen de manifiesto que las rentabilidades de las acciones se vuelven más negativas en la fecha de vencimiento de las opciones, sobre todo con las opciones sobre el índice S&P-100, situación que no era tan evidente en el primer trabajo realizado exclusivamente sobre seis acciones individuales.

Contemporáneamente aparecen estudios en los que se analiza, además de la rentabilidad, la volatilidad y el volumen de negocio. Así Stoll y Whaley (1987 y 1991) observan excesos de volatilidad y de volumen del subyacente en el día del vencimiento de las opciones. Similares resultados aporta Edwards (1988) en referencia al vencimiento de los contratos de futuros. Pope y Yadav (1992), en cambio, aunque observan la existencia de un volumen de negocio anormal, no detectan diferencias significativas en las volatilidades.

También surgen trabajos que examinan el efecto conjunto del vencimiento de distintos activos derivados. Este es el caso de la denominada “hora bruja”. En particular las conclusiones de Chamberlain *et al.* (1989) y Chen y Willians (1994) sobre el efecto de la “triple hora bruja” (vencimiento de futuros sobre índices, opciones sobre índices y opciones sobre futuros de índices) son contrapuestas. Los primeros detectan la presencia de rentabilidades anormales aunque no observan volúmenes anormales y los segundos sólo obtienen evidencia a favor de la presencia de volúmenes de negocio anormalmente elevados. Quizá la diferencia de resultados pueda obedecer a diferencias del período de análisis y, en particular, a la mayor extensión y actualidad (1984-1990) de los datos del último estudio.

En línea con lo expuesto, el presente trabajo se plantea el contraste de la existencia del “efecto vencimiento” en el mercado de valores español. Para este propósito nos hemos centrado en el análisis de la influencia que pueda tener el vencimiento de la opción y del futuro sobre el IBEX-35 en este índice. Lógicamente el trabajo podría completarse con el estudio de efectos que pudieran darse en las rentabilidades de las acciones sobre las que se han emitido opciones pero, dada la juventud del mercado de opciones español, éstas son escasas¹ y con espacio temporal reducido. Hay que remarcar que se trata de un análisis del efecto conjunto del vencimiento de ambos activos derivados como se ha comentado previamente. El interés principal del análisis planteado se centra en la información que pueda derivarse para el regulador. No obstante, las características que acompañan al mercado de derivados español, juventud y reducido tamaño, pueden servir para contrastar hipótesis adicionales. En particular, puede esperarse que mercados de este tipo adolezcan de la liquidez y profundidad necesarias para evitar que las simples operaciones derivadas de la desarticulación de coberturas creen anomalías en el mercado y que, además, sean mucho más notorias que en mercados de mayor tamaño y madurez.

Siguiendo estos objetivos, el trabajo se estructura atendiendo al siguiente esquema: la sección primera presenta las variables y la base de datos utilizada. La sección segunda ofrece la metodología empleada así como los resultados obtenidos en las rentabilidades del subyacente de los derivados: el IBEX-35, la sección tercera muestra los resultados en la volatilidad condicional del IBEX-35, la sección cuarta comprende los análisis efectuados con el objetivo de determinar los efectos en el volumen negociado del subyacente en la fecha del vencimiento de los mercados derivados correspondientes y, por último, la sección quinta resume las conclusiones más importantes que pueden extraerse del trabajo.

(1) En el período de estudio se dispone de BBV, Repsol, Endesa y Telefónica en los años 1993-94 y 95 y adicionalmente Iberdrola en 1995 y los volúmenes negociados son notablemente inferiores.

1. BASE DE DATOS

Dado que el vencimiento de los contratos de opciones y de los futuros sobre el IBEX-35 tiene lugar el mismo día se ha considerado interesante estudiar el efecto del vencimiento de ambos contratos sobre el subyacente IBEX-35. La opción sobre el IBEX-35 es europea, por lo que se ejerce sólo en la fecha de ejercicio que es el tercer viernes de cada mes. La base de datos utilizada fue facilitada por el sistema MIS (Market Information System) de MEFF Renta Variable S.A².

La base de datos está compuesta por logaritmos de cocientes de los precios diarios, $R_t = \ln(P_t/P_{t-1})$ y por logaritmos del volumen negociado. La utilización del logaritmo, como argumentan Tauchen *et al.* (1996), pretende estabilizar la varianza del volumen, ya que éste es no negativo y tiende a ser más volátil a niveles altos y menos volátil a niveles más bajos.

El período analizado comprende desde el día siguiente a la fecha de nacimiento de los activos derivados sobre el IBEX-35, el 14 de enero de 1992 hasta el 31 de diciembre de 1995.

En consideración a la posibilidad de que existan efectos estacionales diarios que puedan distorsionar nuestras conclusiones, se han creado variables ficticias identificativas de los días de la semana. Dichas variables D_L , D_M , D_X , D_J y D_V toman el valor 1 para los lunes, martes, miércoles, jueves y viernes respectivamente, y 0 en otro caso.

Con el propósito del contraste se han creado tres variables ficticias adicionales: D_1 toma el valor 1 si ese día es un día de vencimiento de contrato y 0 en otro caso, D_2 toma valor 1 el día de vencimiento y el día anterior a esta fecha y D_5 que toma valor 1 el día del vencimiento y los cuatro días de mercado anteriores y 0 en el resto de casos. Estas variables pretenden recoger los posibles cambios que se produzcan con anterioridad a la fecha de vencimiento de los contratos.

2. EFECTOS EN LAS RENTABILIDADES DEL IBEX-35 AL VENCER LOS DERIVADOS

Puesto que no se dispone de una especificación teórica que permita contrastar si existe efecto vencimiento en los mercados del subyacente, nuestro estudio se va a centrar en verificar si existen efectos constantes en la rentabilidad ligados al día de vencimiento de la opción (D_1), al día del vencimiento o al día anterior (D_2) o a los últimos cinco días hasta el vencimiento (D_5).

Realizada esta precisión, y con objeto de contrastar el efecto vencimiento, se propone un modelo de regresión en el cual las rentabilidades son introducidas como variable dependiente y como variables independientes se incluyen cinco variables ficticias que indican el día de la semana. Dicho modelo se cree adecuado por cuanto, como se mostrará posteriormente, las rentabilidades diarias del IBEX-35 presentan estacionalidad diaria³. Además se incluye una variable ficticia que nos indica el día o los días anteriores a la fecha de vencimiento como ya se ha especificado.

El modelo propuesto es el siguiente:

(2) Agradecemos a Manolo Andrade, Arturo Piñera y Remedios Romeo, tanto la aportación de las bases como los comentarios realizados.

(3) Inicialmente se realizó el mismo análisis sin modelizar la media. Los resultados fueron similares.

$$R_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + \beta_6 D_{vto} + u_t \quad [1]$$

donde D_{vto} toma distintos valores dependiendo de los días anteriores a la fecha de vencimiento que se quieran incluir en el análisis. Por ello se realizarán tres estimaciones diferentes de este modelo, incluyendo las distintas tipologías especificadas de la variable ficticia que se han descrito anteriormente (D_1 , D_2 y D_5).

Los resultados obtenidos de la estimación MCO del modelo (véase la parte izquierda del cuadro 1) no permiten afirmar la presencia de efecto vencimiento en ninguna de las especificaciones planteadas con las distintas variables ficticias a un nivel de significación del 5%. No obstante, el estadístico Ljung-Box nos delata la presencia de autocorrelación en los residuos. También se detectan problemas de heterocedasticidad condicional, como revela el estadístico de Engle⁴ para efectos ARCH. Las viola-

Cuadro 1: RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES MCO DEL IBEX-35 DE CONTADO PARA EL PERÍODO 1992-1995

	Modelo 1			Modelo 2		
	D ₁	D ₂	D ₅	D ₁	D ₂	D ₅
β_1	-0,83	-0,83	-0,94	-1,06	-1,06	-1,15
t	(-1,10)	(-1,10)	(-1,21)	(-1,41)	(-1,40)	(-1,48)
β_2	0,59	0,60	0,48	0,70	0,71	0,62
t	(0,78)	(0,80)	(0,63)	(0,93)	(0,94)	(0,80)
β_3	-0,73	-0,73	-0,85	-0,88	-0,88	-0,97
t	(-0,98)	(-0,98)	(-1,11)	(-1,18)	(-1,18)	(-1,27)
β_4	1,06	1,48	0,95	1,15	1,52	1,06
t	(1,40)	(1,83)	(1,22)	(1,53)	(1,89)	(1,36)
β_5	1,99	1,92	1,37	1,97	1,88	1,40
t	(2,29)	(2,35)	(1,73)	(2,27)	(2,31)	(1,78)
β_6	-2,12	-1,81	0,48	-1,98	-1,60	0,39
t	(-1,19)	(-1,44)	(0,60)	(-1,12)	(-1,28)	(0,49)
L-B(5)	21,02	20,69	22,11	0,03	0,02	0,02
Engle	18,56	19,17	19,78	19,01	19,66	19,52

Los valores de los coeficientes están multiplicados por mil. El contraste de Engle se distribuye bajo la hipótesis nula de homocedasticidad como una χ^2 con un grado de libertad. $\chi^2 = 3,84$ al 5%.

$$\text{Modelo 1: } R_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + \beta_6 D_{vto} + u_t$$

$$\text{Modelo 2: } R_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + \beta_6 D_{vto} + \sum_{j=1}^5 \beta_{j+6} R_{t-j} + u_t$$

(4) El contraste de Engle (1982) viene dado por $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2$. Bajo la hipótesis nula de homocedasticidad ($\alpha_1=0$), el estadístico TR^2 se distribuye bajo una $\chi^2(1)$. Siendo T el tamaño muestral y R^2 el coeficiente de correlación al cuadrado.

ciones de los supuestos asumidos en la estimación MCO pueden llevar a que las conclusiones iniciales extraídas de dicha estimación no sean correctas. Para tratar de evitar el problema de la autocorrelación se ha planteado un nuevo modelo en el que se han incorporado cinco variables retardadas equivalentes a una semana de negociación.

En consecuencia, se plantea la estimación del siguiente modelo:

$$R_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + \beta_6 D_{V10} + \sum_{j=1}^5 \beta_{j+6} R_{t-j} + u_t \quad [2]$$

La parte derecha del cuadro 1 presenta las estimaciones de los coeficientes asociados a las variables ficticias identificativas del día de la semana y a la referida al “efecto vencimiento” en cada una de las especificaciones planteadas (D_1 , D_2 y D_5). En aras a la claridad en la presentación, se han omitido las estimaciones de los coeficientes de las variables retardadas contempladas en el modelo (2).

Las conclusiones derivadas de los resultados de la estimación MCO del modelo no difieren con respecto a las apuntadas inicialmente. En este caso no puede afirmarse la presencia de autocorrelación significativa, aunque, sin embargo, se sigue apreciando la existencia de heterocedasticidad condicional en dicha estimación.

Con el fin de tener presente la heterocedasticidad detectada y puesto que el contraste de Engle aporta evidencia a favor de la presencia de efectos ARCH se ha creído oportuno llevar a cabo la estimación del modelo utilizando modelos de volatilidad condicional. Inicialmente, se utiliza el modelo GARCH (1,1)⁵ propuesto por Bollerslev (1986).

La función de la varianza condicional para un GARCH (1,1) viene dada por:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 \quad \text{donde } u_t \text{ sigue una } N(0, \sigma_t^2).$$

Adicionalmente se consideran otras modelizaciones que recojan la posibilidad de que los impactos de información en la volatilidad no sean simétricos. En este sentido las referencias son abundantes [ver Black (1976) y Christie (1982)]. Dentro de las especificaciones de volatilidad condicional que contemplan este hecho existen distintas alternativas como el EGARCH, (Nelson, 1991), el NAGARCH y el VGARCH (Engle y Ng, 1993) o el GJR (Glosten *et al.*, 1993), entre otros. En nuestro caso se ha empleado el GJR por entender que presenta una ventaja adicional sobre el EGARCH (más conocido) que es la de ser menos sensible a la existencia de observaciones extremas (Engle y Ng, 1993)⁶.

La especificación de la varianza siguiendo este modelo es la siguiente:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_2 * u_{t-1}^2 + \alpha_3 * S_{t-1}^- u_{t-1}^2$$

(5) La utilización del GARCH (1,1), en lugar de otras especificaciones de volatilidad condicional, atiene a las sugerencias de Lamoureux y Lastrapes (1990a) quienes argumentan que este modelo es una representación parsimoniosa de la varianza condicional que se ajusta adecuadamente a muchas de las series temporales financieras.

(6) En el contexto del GJR se han comparado las distintas alternativas resultantes con $p=1,2,3$ y $q=1,2,3$. El contraste de razón de verosimilitud nos permite avalar la idoneidad de la elección $p=1$ y $q=1$.

donde u_t sigue una $N(0, s_t^2)$ y S_t es igual a 1 cuando u_t es menor que cero e igual a 0 cuando u_t es mayor o igual a 0.

La primera parte del cuadro 2 recoge las estimaciones de los coeficientes relativos a las tres variables ficticias que hemos utilizado para medir el posible efecto del vencimiento de los derivados sobre el subyacente. En un ánimo simplificador, dicho cuadro restringe la presentación de los resultados de ambas especificaciones a las variables ficticias asociadas al efecto vencimiento (D_1, D_2 y D_5).

Los resultados obtenidos reafirman los resultados previos, ya que se observa como la variable ficticia que representa el "efecto vencimiento" en las rentabilidades no aparece significativa en ningún caso. En los contrastes anteriores se han mantenido ambas especificaciones GARCH (1,1) y GJR. El nivel de leptocurtosis que presentan los residuos estandarizados es menor (7,27 para el GARCH y 6,29 para el GJR) que el referido a los residuos ordinarios (8,08). Igualmente el contraste de Jarque-Bera permite apreciar un mayor grado de aproximación a la distribución normal de los residuos estandarizados (56,06 para el GARCH y 44,55 para el GJR) que los residuos sin estandarizar (65,18).

Como puede apreciarse, las alternativas consideradas parecen recoger mejor el problema de la leptocurtosis, pero los contrastes sobre los residuos estandarizados revelan que los ajustes no son perfectos. En este punto, conscientes de los efectos que pueden ocasionar los valores extremos (y sus implicaciones sobre el rechazo de la

Cuadro 2: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL IBEX-35 DE CONTADO

	1992-95			1992-93			1994-95		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
β_6^1	-1,61	-2,17	-1,79	0,50	-0,49	2,68	-5,11	-4,31	-5,11
t	(-0,89)	(-1,32)	(-1,05)	(0,22)	(-0,25)	(1,18)	(-1,54)	(-1,34)	(-2,09)
β_6^2	-1,63	-1,48	-1,61	0,05	0,46	0,69	-3,55	-3,20	-4,24
t	(-1,21)	(-1,17)	(-1,33)	(0,03)	(0,28)	(0,43)	(-1,74)	(-1,57)	(-2,44)
β_6^5	0,29	0,28	0,42	1,69	1,45	1,64	-1,31	-1,03	-1,11
t	(0,35)	(0,35)	(0,54)	(1,68)	(1,41)	(1,60)	(-1,10)	(-0,90)	(-1,00)

Los valores de los coeficientes están multiplicados por mil.

(1) Resultados de la estimación GARCH (1,1). (2) Resultados de la estimación GJR. (3) Resultados de la estimación TLS con un porcentaje de recorte del 5%.

$$\text{Modelo 2: } R_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + \beta_6 D_{v10} + \sum_{j=1}^5 \beta_j + 6R_{t-j} + u_t$$

donde u_t sigue una $N(0, \sigma_t^2)$

β_6^1 es el coeficiente asociado a $D_{v10} = D_1$; β_6^2 es el coeficiente asociado a $D_{v10} = D_2$; β_6^5 es el coeficiente asociado a $D_{v10} = D_5$.

$$\text{Modelo GARCH (1,1) } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2$$

$$\text{Modelo GJR } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 * u_{t-1}^2 + \alpha_2 * S_{t-1}^- u_{t-1}^2 + \alpha_3 \sigma_{t-1}^2$$

normalidad) en los resultados obtenidos se ha realizado la estimación con el modelo de Mínimos Cuadrados Truncados (*Trimmed Least Squares*), que es un procedimiento robusto frente a la presencia de valores extremos y desviaciones de la distribución Normal de los residuos.

Los nuevos valores obtenidos se presentan igualmente en el cuadro 2. Estos validan, en general, a los que se obtuvieron mediante las distintas especificaciones anteriores. Esta circunstancia reduce la problemática derivada de la falta de ajuste de los procesos de volatilidad condicional ya que se observa que las conclusiones son robustas a los supuestos asumidos en el contraste.

El período analizado presenta la singularidad de incluir el comienzo del mercado de opciones en España. Esta circunstancia plantea la duda sobre la homogeneidad en los resultados durante el primer y último subperíodo. Tanto razones ligadas a la falta de liquidez inicial como a la falta de experiencia de los inversores pueden justificar la presencia de comportamientos diferenciados. Con objeto de aportar algo de luz a este aspecto se ha dividido el período global en dos submuestras que engloban cada una de ellas dos años. Por ello, tendremos por un lado la submuestra inicial que comprende desde enero de 1992 hasta diciembre de 1993 y, por otro lado, la submuestra final que engloba los años 1994 y 1995.

El cuadro 2 recoge los resultados procedentes del contraste del efecto vencimiento para ambas submuestras y con las alternativas de estimación planteadas para el período completo. El análisis comparativo pone de manifiesto la existencia de una cierta diferencia en el comportamiento entre subperíodos. Si bien el primer subperíodo de comienzo del mercado (1992-93) no presenta un efecto significativo en ninguna de las variables identificativas del "efecto vencimiento" (D_1 , D_2 y D_3), el segundo subperíodo (1994-95) ofrece un comportamiento un tanto diferente. Con las estimaciones basadas en modelos de heterocedasticidad condicional se presentan resultados negativos ligados al día del vencimiento y al día anterior aunque no son significativos a niveles de significación convencionales. No obstante, la eliminación de un 5% de valores extremos parece dejar entrever algún indicio de la posible presencia de este efecto.

Los resultados en el segundo subperíodo pueden servir de cierto soporte de argumentos que predicen presiones a las ventas en el subyacente en el momento del vencimiento como consecuencia de la reordenación de posiciones [véanse: Klemkosky (1978), Vu y Cinar (1987 y 1988), Pope y Yadav (1992), Swidler *et al.* (1994)]. No obstante, el efecto observado no parece suficientemente significativo, a la luz de los resultados obtenidos. Además, parece contrario a los argumentos que esgrimen algunos autores sobre el mayor impacto que puede tener el efecto vencimiento en mercados pequeños y poco líquidos.

3. EFECTOS EN LA VOLATILIDAD DEL IBEX-35 AL VENCER LOS DERIVADOS

En la literatura financiera se ha abogado tanto por la volatilidad como por el volumen de negocio como medidas típicas de los flujos de información en el mercado. En este sentido el impacto de la información no tiene porqué verse, necesariamente, en la rentabilidad, sino que puede tener su impacto en estas dos medidas comentadas. Este apartado tratará de determinar los posibles efectos en la volatilidad del subyacente cuando se produce el vencimiento de los derivados de dicho subyacente.

La hipótesis de partida en la que se han enmarcado los trabajos que analizan este efecto es que dicho vencimiento de los derivados impulsa un incremento en la volati-

alidad del mercado subyacente puesto que se produce un aumento de la cantidad de información. Sin embargo esta hipótesis general no es concluyente puesto que algunos trabajos destacan el papel de la volatilidad asociado a las estrategias de cobertura. Así, Grossman (1988) asegura que estas estrategias encubren planes de negociación no conocidos en el mercado que, al llegar la fecha de vencimiento y ser revelados, deberían provocar reducciones en la volatilidad. En sentido contrario argumentan Gennotte y Leland (1990), para quienes dichas estrategias pueden desestabilizar al mercado y por lo tanto incrementar la volatilidad.

Con el propósito de determinar qué es lo que ocurre en el mercado español es necesario plantear un modelo que defina la estructura de la volatilidad con los datos del período puesto que, dada la evidencia ofrecida en el epígrafe anterior, se deja a un lado el supuesto de que la varianza sea constante a lo largo del tiempo. La elección de la modelización adecuada para el estudio del posible efecto del vencimiento en la volatilidad condicional no es sencilla. No obstante, en línea con lo expuesto en el epígrafe anterior, restringiremos el análisis a las dos modelizaciones ya comentadas, GARCH y GJR.

Para medir el posible efecto del vencimiento en la volatilidad condicional se ha seguido la propuesta de Antonious y Holmes (1995) en la que se introduce una variable ficticia en la modelización de la volatilidad condicional. Dado que no se han apreciado efectos en las rentabilidades ligados al vencimiento, al menos en el período global, la ecuación de la media utilizada para obtener el residuo es la siguiente:

$$R_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + \sum_{j=1}^5 \beta_{j+5} R_{t-j} + u_t$$

En el caso de utilizar la modelización GARCH (1,1) el modelo a estimar queda expresado como:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_3 D_{vto}$$

El modelo a estimar en el caso de optar por la modelización GJR es el siguiente:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_2 * u_{t-1}^2 + \alpha_3 * S_{t-1}^- u_{t-1}^2 + \alpha_4 D_{vto}$$

donde S_t^- es igual a 1 cuando u_t es menor que cero y es igual a 0 cuando u_t es mayor o igual a 0.

Los resultados obtenidos para ambas modelizaciones de la varianza se encuentran en el cuadro 3. En él se presentan las distintas alternativas utilizadas para recoger el impacto del vencimiento y que han sido identificadas por las tres variables ficticias D_1 , D_2 y D_5 . Las conclusiones que pueden extraerse de los resultados parecen bastante concluyentes en el rechazo de la existencia de un efecto en la volatilidad condicional que se encuentre ligado al vencimiento de los derivados (o a días próximos al vencimiento, como recogen las ficticias D_2 y D_5). La elección de la modelización de la varianza no ofrece implicaciones importantes para nuestro propósito, lo que dota de robustez a los resultados.

Resta, en todo caso, estudiar la estabilidad temporal de los resultados obtenidos. Para ello se va a replicar la subdivisión efectuada para el estudio del efecto sobre las rentabilidades considerando las dos modelizaciones que hemos contemplado para re-

Cuadro 3: ESTIMACIÓN DE LA VARIANZA MEDIANTE GARCH (1,1) Y GJR

	GARCH (1,1)			GJR		
	D _{vto} =D ₁	D _{vto} =D ₂	D _{vto} =D ₅	D _{vto} =D ₁	D _{vto} =D ₂	D _{vto} =D ₅
α ₀	0,02	0,03	0,06	0,08	0,03	0,04
t	(2,09)	(2,45)	(2,52)	(2,74)	(2,80)	(3,35)
α ₁	0,05	0,05	0,08	0,03	0,01	0,02
t	(3,70)	(3,85)	(3,85)	(1,76)	(1,39)	(1,63)
α ₂	0,91	0,90	0,84	0,09	0,05	0,05
t	(37,45)	(36,59)	(21,31)	(2,77)	(2,94)	(2,88)
α ₃	0,12	0,02	0,00	0,82	0,92	0,91
t	(1,04)	(0,48)	(0,09)	(16,83)	(47,74)	(43,76)
α ₄				0,18	0,02	-0,01
t				(1,23)	(0,39)	(-0,56)

Los coeficientes α₀ y α₃ en el modelo GARCH y los coeficientes α₀ y α₄ en el modelo GJR se encuentran multiplicados por diez mil. Período global 1992-95.

La modelización de la media es la siguiente:

$$R_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + \sum_{j=1}^5 \beta_{j+5} R_{t-j} + u_t$$

donde u_t sigue una N(0,σ²)

Modelo GARCH (1,1) $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_3 D_{vto}$

Modelo GJR $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 * u_{t-1}^2 + \alpha_2 * S_{t-1}^- u_{t-1}^2 + \alpha_3 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_4 D_{vto}$

coger el comportamiento de la volatilidad condicional de la serie: GARCH (1,1) y GJR.

Los resultados del primer subperíodo 1992-93 se contienen en el cuadro 4. La principal conclusión que se deriva de su análisis es que tampoco se aprecia ningún efecto en la volatilidad. En cambio, los resultados del segundo subperíodo 1994-95 (ver cuadro 5) presentan ciertos indicios de aumento de volatilidad en el día del vencimiento. Este resultado no es significativo al 5% pero sí lo es al 10% con ambas modelizaciones de la varianza.

Nuevamente, el análisis por subperíodos pone de relieve que no son subperíodos completamente homogéneos. Si bien en el primer subperíodo no se observan efectos apreciables, en el segundo sí que se detectan efectos asociados al día del vencimiento que, aunque no parecen ser muy pronunciados, son, o están próximos a ser, significativos a niveles convencionales.

La presencia de un aumento de volatilidad asociado al día del vencimiento en este segundo subperíodo está en línea con los argumentos de Gennotte y Leland (1990) que justifican la existencia de aumentos de volatilidad ocasionados por la incertidumbre derivada de la reorganización de carteras.

Cuadro 4: ESTIMACIÓN DE LA VARIANZA MEDIANTE GARCH(1,1) Y GJR

	GARCH (1,1)			GJR		
	D _{vto} =D ₁	D _{vto} =D ₂	D _{vto} =D ₅	D _{vto} =D ₁	D _{vto} =D ₂	D _{vto} =D ₅
α ₀	0,02	0,02	0,03	0,00	0,01	0,01
t	(1,65)	(1,79)	(1,46)	(1,28)	(1,58)	(1,57)
α ₁	0,05	0,05	0,06	-0,00	-0,02	0,00
t	(2,94)	(2,98)	(2,52)	(-0,87)	(-1,90)	(0,20)
α ₂	0,91	0,91	0,90	0,04	0,05	0,05
t	(33,27)	(34,71)	(25,87)	(3,21)	(4,23)	(2,54)
α ₃	0,11	0,00	0,00	0,97	0,98	0,95
t	(0,61)	(0,03)	(0,11)	(106,30)	(116,04)	(64,53)
α ₄				0,13	0,03	0,01
t				(0,93)	(0,48)	(0,46)

Los coeficientes α₀ y α₃ en el modelo GARCH y los coeficientes α₀ y α₄ en el modelo GJR se encuentran multiplicados por diez mil. Primer subperíodo 1992-93.

La modelización de la media es la siguiente:

$$R_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + \sum_{j=1}^5 \beta_{j+5} R_{t-j} + u_t$$

donde u_t sigue una N(0,σ_t²)

Modelo GARCH (1,1) $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_3 D_{vto}$

Modelo GJR $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 * u_{t-1}^2 + \alpha_2 * S_{t-1}^- u_{t-1}^2 + \alpha_3 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_4 D_{vto}$

4. EFECTOS EN EL VOLUMEN NEGOCIADO DEL IBEX-35 AL VENCER LOS DERIVADOS

Como se ha comentado anteriormente, la medición del flujo de información en los mercados se realiza a través de medidas como la volatilidad o el volumen negociado. Estas magnitudes se encuentran estrecha y positivamente relacionadas en la medición del nivel de información que llega al mercado (Karpoff, 1987). En un sentido similar se encuentra la afirmación de Lamoreux y Lastrapes (1990b) cuando, como resultado de observar que el volumen es una variable significativa de la varianza condicional, señalan que los factores que generan la volatilidad y el volumen de negocio pueden ser idénticos.

Andersen (1996), sin embargo, matiza estos argumentos indicando que puede haber varios tipos de procesos de llegada de información que tienen distinto impacto en la volatilidad que en el volumen. En particular, se refiere a dos casos concretos como son los anuncios periódicos de contenido macroeconómico y los procesos asociados a la denominada “hora bruja”. En estos casos, el volumen inicialmente revela un elevado flujo de información que desaparece rápidamente cuando, en cambio, no suelen observarse incidentes apreciables para el proceso de rentabilidades.

Cuadro 5: ESTIMACIÓN DE LA VARIANZA MEDIANTE GARCH (1,1) Y GJR

	GARCH (1,1)			GJR		
	D _{vto} =D ₁	D _{vto} =D ₂	D _{vto} =D ₅	D _{vto} =D ₁	D _{vto} =D ₂	D _{vto} =D ₅
α ₀	-0,00	-0,00	0,07	-0,00	0,01	0,04
t	(-0,23)	(-0,24)	(1,69)	(-0,47)	(0,78)	(1,53)
α ₁	0,03	0,03	0,06	-0,01	-0,01	-0,00
t	(2,02)	(2,09)	(1,84)	(-1,13)	(-0,96)	(-0,06)
α ₂	0,95	0,95	0,87	0,06	0,07	0,07
t	(37,02)	(40,49)	(13,35)	(3,07)	(2,67)	(2,45)
α ₃	0,35	0,15	-0,07	0,96	0,94	0,93
t	(1,69)	(1,44)	(-1,56)	(66,78)	(32,09)	(24,08)
α ₄				0,37	0,08	-0,06
t				(1,94)	(0,77)	(-1,81)

Los coeficientes α₀ y α₃ en el modelo GARCH y los coeficientes α₀ y α₄ en el modelo GJR se encuentran multiplicados por diez mil. Segundo subperíodo 1994-95.

La modelización de la media es la siguiente:

$$R_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + \sum_{j=1}^5 \beta_j + 5 R_{t-j} + u_t$$

donde u_t sigue una N(0,σ_t²)

Modelo GARCH (1,1) $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_3 D_{vto}$

Modelo GJR $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 * u_{t-1}^2 + \alpha_2 * S_{t-1}^- u_{t-1}^2 + \alpha_3 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_4 D_{vto}$

Estas matizaciones nos llevan a considerar que volatilidad y volumen no son medidas plenamente coincidentes del flujo de información. La primera se encuentra más asociada al grado de incertidumbre que acompaña a la información y, el segundo, recoge el escrutinio del montante de transacciones en el mercado, aunque también pueda relacionarse con el grado de desacuerdo entre inversores en la interpretación de la información.

Ello nos lleva a estudiar la posible presencia de efectos en el volumen aún cuando no se hayan encontrado efectos significativos (con la excepción de indicios más o menos claros en el segundo subperíodo) en las rentabilidades o en la volatilidad.

La metodología propuesta es la utilizada en el estudio del efecto en las rentabilidades. Para este propósito, como ya se ha comentado anteriormente, se parte del logaritmo del volumen. No obstante, las series de volumen negociado de los activos financieros no siempre se presentan estacionarias sobre una constante ya que, en numerosas ocasiones, se muestran estacionarias alrededor de una tendencia determinista. En este sentido Andersen (1996) previene del riesgo sobre el consenso de que el volumen se considere estacionario sin tendencia cuando generalmente exhibe una

fuerte tendencia [véanse los resultados de Campbell *et al.* (1993) y Gallant *et al.* (1992)].

Con objeto de analizar estos aspectos se ha aplicado el contraste de Dickey-Fuller aumentado (Said y Dickey, 1984) sobre la serie de logaritmos del volumen. Los resultados obtenidos son los siguientes: -2,46 en el contraste sin tendencia y -3,51 en el contraste con tendencia. Dado que los valores críticos a un 5% de significación son de -2,86 (sin tendencia) y -3,41 (con tendencia) podemos afirmar que la serie se muestra estacionaria alrededor de una tendencia. De este modo, en el contraste para el análisis del efecto vencimiento se debería incluir la tendencia.

Analizando este aspecto, se lleva a cabo la modelización del volumen en función de las variables ficticias indicativas de los días de la semana para recoger la posible estacionalidad diaria, añadiendo una variable ficticia indicativa de la fecha de vencimiento o de fechas próximas (D_2 y D_5). Además, ante la presencia de autocorrelación en la serie detectada con la inspección de la función de autocorrelación parcial, se ha resuelto incorporar los cinco primeros retardos de la variable dependiente que eran los más significativos.

Por tanto, el modelo que se ha estimado es el siguiente:

$$V_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + \beta_6 D_{v10} + \sum_{j=1}^5 \beta_{j+6} V_{t-j} + \beta_{12} T + u_t$$

Donde V_t es el logaritmo del volumen del día t y T es la tendencia determinística.

Cuadro 6: (1) RESULTADOS ESTIMACIÓN DEL VOLUMEN NEGOCIADO UTILIZANDO LA MATRIZ DE VARIANZAS Y COVARIANZAS DE WHITE. (2) RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN UTILIZANDO TLS CON UN PORCENTAJE DE RECORTE DEL 5%

	1992-95		1992-93		1994-95	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
β_6^1	0,19	0,21	0,23	0,26	0,15	0,15
t	(3,91)	(4,17)	(2,79)	(3,73)	(2,81)	(2,19)
β_6^2	0,09	0,08	0,11	0,12	0,06	0,04
t	(2,57)	(2,42)	(2,02)	(2,47)	(1,48)	(0,99)
β_6^5	0,06	0,06	0,08	0,08	0,02	0,02
t	(2,68)	(2,64)	(2,44)	(2,73)	(0,81)	(0,67)

Modelo: $V_t = \beta_1 D_L + \beta_2 D_M + \beta_3 D_X + \beta_4 D_J + \beta_5 D_V + \beta_6 D_{v10} + \sum_{j=1}^5 \beta_{j+6} V_{t-j} + \beta_{12} T + u_t$

β_6^1 es el coeficiente asociado a $D_{v10}=D_1$; β_6^2 es el coeficiente asociado a $D_{v10}=D_2$; β_6^5 es el coeficiente asociado a $D_{v10}=D_5$.

Nota: L-B(5) Rango: (0,14; 3,17). Media: 1,46. Desviación típica: 1,16
 B-P Rango: (16,42; 39,02). Media: 28,59. Desviación típica: 9,66
 Engle Rango: (0; 3,47). Media: 1,98. Desviación típica: 1,52
 Glesjer Rango: (23,13; 33,85). Media: 29,62. Desviación típica: 4,25

Una primera estimación MCO de dicha ecuación puso de manifiesto que, si bien no existe correlación significativa, se detecta la presencia de heterocedasticidad en las series (véase la información al pie del cuadro 6), aunque no se obtiene evidencia de que existan efectos ARCH, ya que el estadístico de Engle no arroja valores suficientemente elevados como para respaldar esta posibilidad. Ello nos ha llevado a calcular la significación de los distintos estadísticos con el empleo de la matriz robusta a formas generales de heterocedasticidad propuesta por White (1980).

El cuadro 6 presenta las estimaciones de los coeficientes relativos a las variables ficticias que hemos asociado con el efecto vencimiento, tanto para el período global como para los dos subperíodos analizados. Nuevamente, se han obviado en la presentación las estimaciones del resto de variables del modelo.

La conclusión más relevante que puede desprenderse de su análisis es que existe un claro efecto de aumento de volumen de negocio ligado al día del vencimiento. Esta conclusión es válida tanto para el período global como para ambos subperíodos. Analizando este aspecto de forma más cuantitativa, se comparan los valores de negociación media de los días de vencimiento con el resto de días. Así, se puede decir que en el día de vencimiento se negocia un 27% más que el resto de días. En el primer subperíodo este incremento en el volumen el día de vencimiento es de un 34% y en el segundo subperíodo un 22%.

Este resultado es muy interesante porque dota de soporte empírico al argumento ofrecido al inicio de este epígrafe. Parece que el efecto que se produce en el vencimiento es una consecuencia de la actuación de arbitrajistas que llegados al vencimiento deshacen sus posiciones de cobertura con el consiguiente aumento de volumen de negocio. Esta operación no ha provocado variaciones importantes en precios ni en el nivel de incertidumbre en el mercado durante el primer subperíodo. En cambio, condujo a cierta presión a las ventas del subyacente y a un aumento de incertidumbre sobre su evolución durante el segundo subperíodo aunque, como se ha manifestado, con unos niveles de impacto no siempre significativos.

Los valores para los días previos al vencimiento (anterior D_1 y la semana del vencimiento D_5) delatan la presencia de volúmenes anormalmente elevados en el período global y en el primer subperíodo, aunque no en el segundo. Esto confirma nuevamente la heterogeneidad existente entre subperíodos y nos revela que el efecto vencimiento en el volumen para el segundo subperíodo sólo se verifica en el mismo día del vencimiento. Realizando el mismo análisis comparativo con los valores medios se puede decir que los dos días y cinco días antes del vencimiento en el período global se mueve un volumen negociado de un 17 y un 5% más que la media. En el primer subperíodo estos incrementos son del 26 y 10% y en el último subperíodo no se producen apenas diferencias.

Las conclusiones presentadas se mantienen completamente (ver cuadro 6) si se realiza la estimación eliminando el posible efecto de los valores extremos en los resultados de la estimación anterior. Ello permite validar más firmemente su alcance e implicaciones.

5. CONCLUSIONES

En el presente trabajo se ha abordado un tema de creciente interés en la literatura como es el comportamiento del mercado subyacente ante el vencimiento de sus derivados correspondientes. En nuestro caso el estudio se ha centrado en el análisis de los

efectos que provocan el vencimiento de los futuros y de las opciones sobre el IBEX-35 en dicho índice. Nuestro objetivo ha consistido en verificar si existen “anomalías” en el comportamiento de dicha serie temporal que puedan explicarse en razón exclusiva del vencimiento de los derivados.

Con este propósito, utilizando la técnica de regresión con la inclusión de variables ficticias, identificativas de los días de la semana y de las ligadas a los días próximos al vencimiento (D_1 , D_2 y D_5), se ha llevado a cabo el análisis del comportamiento tanto de las rentabilidades, como de las volatilidades y del volumen negociado del subyacente.

El período analizado comprende desde la introducción de los mercados derivados el 14 de enero de 1992 hasta diciembre de 1995. Dadas las características temporales del mercado y la posible existencia de procesos de aprendizaje en estos nuevos mercados, se ha optado por dividir el período en dos submuestras. La primera que va desde enero de 1992 hasta diciembre de 1993 y la segunda desde enero de 1994 hasta diciembre de 1995, pudiéndose asociar la primera submuestra con una fase de implantación de los mercados y la segunda con un período del mercado más asentado.

Conjugando los distintos resultados se puede apreciar que existen diferencias entre ambos subperíodos. En el primer subperíodo se observa un volumen anormalmente alto el día del vencimiento así como los días anteriores al mismo. Sin embargo, no se han detectado efectos significativos ni en precios ni en volatilidad. Estos datos restan importancia al impacto que hayan podido tener los arbitrajistas y los especuladores.

Estos resultados, al igual que los resultados medios del período global, se muestran acordes con los expuestos por Stucki y Wasserfallen (1994) sobre el mercado suizo y Swiler *et al.* (1994) en el mercado noruego. En ambos trabajos, si bien se espera detectar efectos más pronunciados al analizarse mercados de pequeño tamaño, se presentan resultados contrarios a la existencia de un efecto vencimiento significativo.

En el segundo subperíodo se aprecia cierta presión a las ventas en el día de vencimiento. No obstante, esta alteración no llega a alcanzar niveles significativos salvo que se eliminen valores extremos. En cambio, la volatilidad en el día del vencimiento resulta ser significativamente más elevada que la media a un nivel de significación del 10%, aunque no se observan efectos a plazos mayores. El volumen negociado, por otra parte, también muestra una elevación claramente significativa, pero restringida al día del vencimiento. En resumen, si bien en este segundo subperíodo el efecto del volumen se ha restringido al día del vencimiento, aparecen algunos indicios que permiten intuir la presencia de algún efecto en el comportamiento del subyacente ligado al vencimiento de los derivados que no se daba en el primer subperíodo.

No resulta fácil tratar de encontrar las razones que pueda ocultar este resultado, ni mucho menos dejar entrever cuál puede ser el efecto previsible más allá del período muestral analizado. No obstante, una posible vía de explicación puede encontrarse en el efecto de los arbitrajistas derivado del propio desarrollo del mercado. En el primer año, la negociación fue muy reducida en comparación con el último año de la muestra. En consecuencia, parece lógico pensar que el número de operaciones de cobertura es considerablemente mayor en la actualidad. De esta forma es posible que el incremento de estas operaciones y las nuevas encaminadas a la cobertura de opciones sobre acciones pueda explicar la aparición de volúmenes elevados y de los tímidos efectos sobre precios y volatilidad descritos en el análisis del segundo subperíodo y que resultan inapreciables en el primer subperíodo.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andersen T.G. (1996): "Return volatility and trading volume: An information flow interpretation of stochastic volatility", *Journal of Finance*, 51, 1, págs. 169-204.
- Antoniou A. y Holmes P. (1995): "Futures trading, information and spot price volatility: evidence for the FTSE-100 Stock index futures contract using GARCH", *Journal of Banking & Finance*, 19, págs. 117-129.
- Black F. (1976): "Studies of stock price volatility changes", *Proceedings of the American Statistical Association*, Business and Economics Statistics Section, págs. 177-181.
- Bollerslev T. (1986): "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, págs. 307-327.
- Campbell J.Y., Grossman S.J y Wang J. (1993): "Trading volume and serial correlation in stock returns", *Quarterly Journal of Economics*, 108, págs. 905-939.
- Cinar E.M. y Vu J. (1987): "Evidence on the effect of option expirations on stock prices", *Financial Analysts Journal*, January-February, págs. 55-57.
- Chamberlain T.W., Cheung C.S. y Kwan C.C.Y. (1989): "Expiration-day effects of index futures and options: some Canadian evidence", *Financial Analysts Journal*, September-October, págs. 67-71
- Chen C. y Williams J. (1994): "Triple-witching hour, the change in expiration timing, and stock market reaction", *Journal of Futures Markets*, 14, 3, págs. 275-292.
- Christie A.A. (1982): "The stochastic behavior of common stock variances: value, leverage and interest effects", *Journal of Financial Economics*, 10, págs. 407-432.
- Edwards F.R. (1988): "Does futures trading increase stock market volatility?", *Financial Analysts Journal*, 44, págs. 63-69.
- Engle R.F. (1982): "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, págs. 987-1008.
- Engle R.F. y Ng. V.K. (1993): "Measuring and testing the impact of news on volatility", *The Journal of Finance*, 48, 5, págs. 1.749-1.778
- Gallant A.R., Rossi P.E. y Tauchen G. E. (1992): "Stock prices and volume", *The Review of Financial Studies*, 5, 2, págs. 199-242.
- Genotte G. y Leland H. (1990): "Market liquidity, hedging, and crashes", *American Economic Review*, 80, págs. 999-1.021.
- Glosten L.R., Jagannathan R. y Runkle D.E. (1993): "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks", *The Journal of Finance*, 48, 5, págs. 1.779-1.801.
- Grossman S. (1988): "An analysis of the implications for stock and futures price volatility of program trading and dynamic hedging strategies", *Journal of Business*, 61, págs. 421-439.
- Jarrow R.A. (1994): "Derivate security markets, market manipulation, and option pricing theory", *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 29, 2, págs. 241-261.
- Karpoff J.M. (1987): "The relationship between price changes and trading volume: a Survey", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, págs. 109-126.
- Klemkosky R.C. (1978): "The impact of option expirations on stock prices", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13, págs. 507-518.
- Lamoureux C.G. y Lastrapes W.D. (1990a): "Persistence in variance, structural change, and the GARCH model", *Journal of Business & Economic Statistics*, 8, 2, págs. 225-234.
- Lamoureux C.G. y Lastrapes W.D. (1990b): "Heteroskedasticity in stock return data: Volume versus GARCH effects", *Journal of Finance*, 45, 1, págs. 221-229.
- Nelson D.B. (1991): "Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach", *Econometrica*, 59, 2, págs. 347-370.
- Pope P.F. y Yadav P.K. (1992): "The impact of expiration on underlying stocks: the UK evidence", *Journal of Business Finance & Accounting*, 19, 3, págs. 329-344.

- Said S.E. y Dickey D.A. (1984): "Testing for unit root in autoregressive-moving average models of unknown order", *Biometrika*, 71, págs. 599-608.
- Stoll H.R. y Whaley R.E. (1987): "Program trading and expiration-day effects", *Financial Analysts Journal*, March-April, págs. 16-28.
- Stoll H.R. y Whaley R.E. (1991): "Expiration-day effects: what has changed?", *Financial Analysts Journal*, January-February, págs. 58-72.
- Stucki T. y Wasserfallen W. (1994): "Stock and option markets: the Swiss evidence", *Journal of Banking & Finance*, 18, págs. 881-893.
- Swidler S., Schwartz L. y Kristiansen R. (1994): "Option expiration day effects in small markets: evidence from the Oslo Stock Exchange", *The Journal of Financial Engineering*, 3, 2, págs. 177-195.
- Tauchen G., Zhang H. y Liu M. (1996): "Volume, volatility, and leverage: A dynamic analysis", *Journal of Econometrics*, 74, págs. 177-208.
- Vu J. y Cinar E.M. (1988): "The effect of individual stock option expirations on stock returns before and after the introduction of SP 100 options", *Advances in Futures and Options Research*, 3, págs. 341-356.
- White H. (1980): "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity", *Econometrica*, 48, págs. 817-838.

Fecha de recepción del original: marzo, 1997

Versión final: febrero, 1998

ABSTRACT

This paper analyses the possible influence of the derivatives of the IBEX-35 index on the underlying index when the expiration date arrives. The period analysed covers January, 1992 to December, 1995 and has been divided into two subperiods in order to determine if there are changes in the results.

We use the regression methodology to study the impact of this expiration date on three characteristics of the behaviour of the IBEX-35 index, namely the returns, the conditional volatility and the trading volume. The analysis of IBEX-35 price changes and trading volume in the first subperiod indicates that the volatility and returns do not exhibit effects on expiration days; however the trading volume was significantly higher on expiration. When the second subperiod is analysed we can also observe an abnormal trading volume on the expiration day. Moreover, we find some signs that suggest effects on price changes. It is interesting to note that we could find no evidence of this effect when we studied the previous period. The increase in hedge opportunities derived from the development of the market can quite possibly explain this phenomenon.

Keywords: Spanish derivative markets, derivatives expiration, security markets.