

Alteraciones en el comportamiento bursátil de las acciones de empresas tecnológicas inducidas por el vencimiento de derivados

Changes in the stock-exchange behavior of technological firms shares produced by futures and options expiration date

Lucy Amigo Dobaño. Universidad de Vigo

Francisco Rodríguez de Prado. Universidad de Vigo

RESUMEN El estudio de la detección de comportamientos diferenciados en las cotizaciones de los activos subyacentes alrededor de la fecha de vencimiento de los contratos de derivados se justifica, en la literatura financiera, por la realización de operaciones de arbitraje y/o especulación. El objetivo de este trabajo es ofrecer evidencia empírica adicional sobre el impacto del efecto vencimiento de productos financieros derivados en el mercado bursátil español como factor justificativo de estas operaciones. En particular, se pretende identificar si en el Nuevo Mercado se producen estas fluctuaciones y aportar evidencia sobre su cuantía. Para ello, mediante la aplicación de la metodología ARCH a datos diarios, se modeliza conjuntamente la media y la volatilidad del rendimiento de los activos subyacentes del segmento tecnológico, incorporando la variable volumen de contratación como variable proxy de la llegada de nueva información al mercado. Los resultados obtenidos apuntan a un efecto parcial sobre el mercado spot, desempeñando la liquidez un importante papel en su justificación. La estrecha relación existente, *a priori*, entre todos los segmentos del mercado bursátil así como la pertenencia de las acciones del Nuevo Mercado sobre las que se negocian opciones al selectivo Ibex-35, nos llevaron a plantear un análisis de la influencia derivada del vencimiento sobre derivados del Ibex-35 que podría ser justificado no por operaciones de arbitraje, pero sí probablemente por operaciones especulativas.

PALABRAS CLAVE Mercado Bursátil; Valores Tecnológicos; Vencimiento; Derivados.

ABSTRACT The study of different behaviours in the quotations of the underlying assets around the expiration date of derivatives is justified, in financial Literature, by the accomplishment of operations of arbitration and/or speculation. The objective of this work is to offer additional empirical evidence on the impact of futures and options expiration date in the Spanish stock market. In these sense, it is tried to identify if in the New Market these fluctuations take place. For these purpose, we use methodology ARCH to daily data, modelling jointly the average and the volatility of the yield of the underlying assets of the technological segment, incorporating the variable volume of hiring as a proxy of the arrival from new information to the market. Results show partial effect on the market spot, having the liquidity an important paper in their justification. The relation, *a priori*, between all the segments of the stock market as well as shares of the New Market are including in the index Ibex-35, took to us to make an analysis on Ibex-35 index over New Market index, that, would allow to detect a possible influence of the death line of derivatives of the Ibex-35 in the index values of the New Market. Speculative operations are, in our opinion the most probably cause of this influence.

KEYWORDS Stock market; Technological shares; Death line date; Derivatives.

1. INTRODUCCIÓN

Los contratos de productos financieros derivados representan una de las formas más sofisticadas de contratación a plazo, cuya esencia y justificación se halla en la necesidad de llevar a cabo una gestión eficiente de los riesgos asociados a la incertidumbre económica. Desde su creación a finales del siglo xx en Estados Unidos, los productos financieros derivados sobre activos de renta variable han experimentado una importancia creciente que ha quedado reflejada en los volúmenes de contratación a nivel mundial. En este contexto, la estrecha interrelación existente entre el valor de cotización de los derivados y el valor del activo subyacente, ha motivado la aparición de abundante literatura financiera en los últimos años que pretende averiguar si existe un *efecto vencimiento* sobre los subyacentes que distorsione la eficiente negociación y asignación de precios en el mercado, originado por el vencimiento de los productos derivados.

La literatura financiera al respecto no presenta unos resultados concluyentes, dependiendo del mercado analizado y del período muestral considerado. Así, tomando como referencia básica los trabajos precursores de Cinar y Vu [1987], donde se analiza el efecto vencimiento de las opciones sobre el rendimiento, se explican los rendimientos negativos anteriores al vencimiento con la venta de opciones y donde, por el contrario, los rendimientos altos pudieran explicarse por la falta de liquidez para deshacer posiciones cortas. En Stoll y Whaley [1987] se evidencia, con datos del mercado americano, el efecto vencimiento sobre rendimiento y volumen, argumentando sus causas en las operaciones de arbitraje.

Por otra parte, en Edwards [1988] se analiza el efecto vencimiento sobre la volatilidad, concluyéndose que ésta se incrementa en los días de vencimiento. Por el contrario, Grossman [1988] defiende una reducción de la volatilidad en las fechas de vencimiento. Browne, Fell y Hughes [1994] analizando rendimientos, atribuyen un efecto distorsionador, tanto al alza como a la baja, sobre el rendimiento de los mercados americanos y cuya causa sitúan en las operaciones de arbitraje que se realizan en el mercado. Finalmente, trabajos como el de Antoniou *et al.* [1998], centraron su interés en analizar los efectos que se generaban en los índices bursátiles como consecuencia de la introducción de los derivados.

En el mercado bursátil español se han realizado diversos estudios enfocados al análisis del efecto vencimiento. Entre ellos, podemos citar como precursores el de Corredor, Lechón y Santamaría [1997] en el que, con datos diarios del Ibex-35, se concluye la importancia del vencimiento sobre el volumen, mientras que Pardo [1998] no detecta estos resultados, si bien se observa un efecto vencimiento significativo sobre el volumen y la volatilidad con datos intradía. Por su parte, Blanco [1998], ha analizado el efecto vencimiento sobre la volatilidad, obteniendo resultados que confirman su relevancia, pero sólo para algunos valores del mercado español y, en todo caso, de forma poco significativa. Andrés [2001] analiza el efecto vencimiento de los productos derivados del Ibex-35 sobre los valores que componen el índice en el período 1992-1998 con datos diarios, concluyendo que en el día de vencimiento, el volumen de negociación se incrementa de modo significativo, la liquidez sólo ligeramente y, por el contrario, la media y la volatilidad del rendimiento no se ven afectadas por el vencimiento. También cabe destacar las interesantes aportaciones de Corredor *et al.* [2000, 2001a y 2001b] y Corredor y Santama-

ría [2002] que, en general, analizando el efecto de la introducción de derivados sobre la volatilidad y el volumen del Ibex-35 y de cuatro acciones con opción⁽¹⁾, los resultados apuntan al incremento en el volumen de negocio originado por la introducción de contratos de derivados, obteniéndose, en todo caso, un efecto estabilizador reflejado con una reducción en la volatilidad condicional.

En resumen, buena parte de los argumentos aportados en estos trabajos se refieren al ámbito empírico, fundamentados básicamente por el interés de los agentes por influir en el precio de liquidación⁽²⁾. En cualquier caso, no existen modelos teóricos que sustenten las reflexiones expuestas.

El objetivo del presente trabajo es aportar evidencia empírica sobre el efecto que producen los vencimientos de los mercados de derivados en las cotizaciones del «Nuevo Mercado» en España, que debido al corto período transcurrido desde su puesta en funcionamiento en Abril del 2000 no ha sido objeto de este tipo de análisis. En particular, se aborda el análisis del efecto vencimiento en cuatro acciones del Nuevo Mercado sobre las que ha existido opción en el período considerado, esto es, Amadeus [AMS], Indra [IDR], Telefónica Publicidad e Información [TPI] y Terra [TRR], basándonos en el procedimiento metodológico de Andrés [2001], que modeliza la media y la volatilidad del rendimiento mediante modelos tipo ARCH. A continuación, se extiende este mismo tipo de análisis al vencimiento de derivados sobre el Ibex-35. Finalmente, se realiza un análisis comparado respecto a valores que formando parte del Ibex-35 no pertenecen al segmento de la Nueva Economía.

Para conseguir los objetivos pretendidos, el trabajo se estructura de la siguiente manera. En la Sección 2 se presentan los datos utilizados y se señalan algunos de sus rasgos básicos en el período muestral considerado. Seguidamente, la Sección 3 plantea el procedimiento metodológico para contrastar la existencia de efecto vencimiento sobre los activos subyacentes pertenecientes al segmento bursátil de la Nueva Economía. En la Sección 4 se presentan las principales interpretaciones a los resultados. También en este apartado, se aporta evidencia adicional sobre la influencia que los vencimientos de derivados sobre el Ibex-35 tienen sobre las acciones del Nuevo Mercado integradas en dicho índice. Este efecto, unido a la elevada ponderación que dichas acciones tienen en el índice sectorial Ibex-NM puede resultar explicativo de los posibles efectos en el mismo. La última parte de este epígrafe presenta los resultados del análisis comparado en referencia a empresas no incluidas en el segmento del Nuevo Mercado. Finalmente, en la Sección 5 se exponen las principales conclusiones.

2. DATOS Y METODOLOGÍA DE LA INVESTIGACIÓN

Partiendo del desarrollo inicial de los mercados de futuros y opciones financieras en EE.UU. y, concretamente, en la ciudad de Chicago a finales del siglo xx y, concretamente, en los años setenta; una década después se han ido introduciendo en la mayoría de los países que disponen de mercados financieros desarrollados. En España, el Mercado de Futuros y Opciones se creó en 1991, estructurándose a través de «MEFF, Sociedad Holding de Productos

(1) Se consideran las cuatro primeras acciones que fueron emitidas por MEFF: Endesa, Telefónica, BBV y Repsol. Ninguna de ellas forman parte del sector de la Nueva Economía, en el cual se enfocará nuestro trabajo.

(2) Cabe citar el interés que también podría suponer el análisis empírico en dirección contraria, centrandlo el análisis en ver si las variaciones de los precios al contado pueden incidir en variaciones en las cotizaciones de los derivados.

Financieros Derivados, S.A.»⁽³⁾, con centros de trabajo en Madrid para los valores de renta variable y en Barcelona para la renta fija. En la actualidad, es un mercado oficial y forma parte del grupo MEFF-AIAF-SENAF, Holding de Mercados Financieros.

Un aspecto destacable de la evolución de los mercados de derivados, a nivel mundial, es la tendencia creciente que se ha reflejado en los volúmenes de contratación de los mismos, en especial para la renta variable. En el caso de España, la evolución experimentada sobre los derivados de renta variable fue espectacular, alcanzando por ejemplo, los derivados sobre el Ibex-35 cifras superiores al 50% de la contratación efectiva registrada en el mercado continuo en solo un año de existencia y, creciendo de forma ascendente hasta la actualidad, en la que representan una media en torno al 200% sobre el subyacente. Este hecho, unido al interés de los inversores por anticipar estrategias óptimas de beneficio y minimización del riesgo, nos llevaron a plantear como objetivo de este trabajo el analizar empíricamente cómo afectan las fechas de vencimiento de los productos derivados a las cotizaciones al contado del mercado bursátil español y, concretamente, al segmento del Nuevo Mercado. A este respecto, hay que matizar que si bien no existen a la fecha de realización de este trabajo productos derivados sobre índices de subyacente tecnológico, específicamente, sí existen para cuatro de sus empresas [AMS, IDR, TPI y TRR] contratos de opción, en la totalidad o al menos en parte del período muestral considerado, siendo sus meses de vencimiento los del ciclo marzo-junio-septiembre-diciembre⁽⁴⁾. Será en estos contratos de derivados en los que centraremos la atención para el análisis que aquí presentamos⁽⁵⁾.

El comportamiento de las empresas que operan en los sectores tecnológicos está sometido, en general, a un elevado nivel de incertidumbre debido al impredecible comportamiento de sus sectores de actividad. Ello da lugar a continuos y marcados altibajos en sus cotizaciones que provocan una elevada volatilidad no sólo en estos valores tecnológicos, sino que también la trasladan, aunque en menor cuantía, a los mercados bursátiles tradicionales.

En este contexto, se ha creado en España, en consonancia con la actuación de otros mercados financieros, un mercado específico para la negociación de las acciones emitidas por empresas que desarrollan su actividad en sectores innovadores tecnológicamente y cuyo ámbito de negocio se podría incluir en lo que se denomina Nueva Economía. La regulación legal del Nuevo Mercado se produce con la promulgación de la Orden de 22 de diciembre de 1999, del Ministerio de Economía. El Nuevo Mercado se configura como un segmento de negociación y cotización especial en el mercado continuo y que depende de la Sociedad de Bolsas. Su puesta en funcionamiento se produjo el 10 de abril de 2000 con diez empresas. Asimismo, el Comité Asesor Técnico del índice Ibex-35 decidió el lanzamiento de un

(3) Mercado Oficial desde Julio de 1992, controlado y supervisado por la CNMV [Comisión Nacional del Mercado de Valores]. Orden de 8 de Julio de 1992.

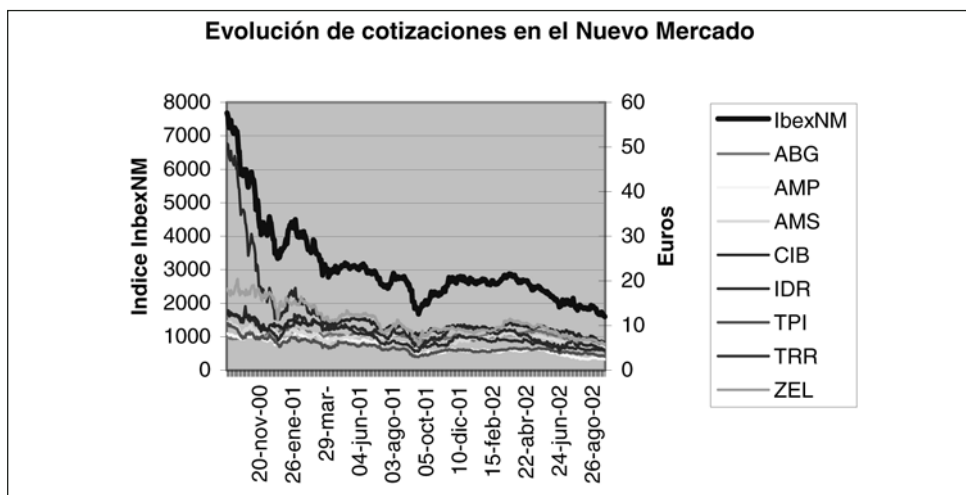
(4) La negociación de contratos de opciones y futuros sobre algunas acciones se inicia en el año 1993 y se encuadra en el marco legal del MEFF [Mercado Español de Futuros Financieros), cuyo nacimiento data del año 1992. En particular, para las empresas AMS, IDR, TPI y TRR la negociación de contratos de opciones se inicia el 14 de abril del año 2000. El vencimiento de dichos contratos tendrá lugar el tercer viernes del mes de vencimiento, excepto cuando es festivo que se adelanta al día anterior. El activo subyacente de los Contratos de Opciones sobre acciones, de igual manera que los Contratos de Futuros, serán siempre acciones ya emitidas, totalmente desembolsadas y que coticen en el Sistema de Interconexión Bursátil. Para más detalles al respecto, véase www.meff.es.

(5) Otro hecho que justifica el centrar nuestro interés en los contratos de opciones sobre acciones en lugar de los contratos de futuros sobre acciones, viene dado por el mayor peso que los primeros representan. Así, en el año 2001 el volumen en número de contratos de futuros sobre acciones arrojaba una cifra de 8.766.165 frente a los 22.628.133 contratos de opciones sobre acciones. Por su parte, en el año 2002, las estadísticas apuntaban 12.645.186 contratos de futuros sobre acciones frente a los 18.701.248 contratos de opciones sobre acciones.

nuevo índice sectorial denominado Ibox Nuevo Mercado compuesto por los valores negociados en el mismo con base 10.000 el día de puesta en funcionamiento del Mercado.

El comportamiento bursátil de las empresas relacionadas con las nuevas tecnologías ha sido muy irregular, caracterizándose por elevadas alzas en el año 1999 y un acusado declive a partir del 2000 debido al mal comportamiento de los mercados bursátiles, que es agravado en este caso por la sobrevaloración efectuada en la denominada burbuja especulativa tecnológica.

GRÁFICO 1



La base de datos empleada en el estudio está constituida por datos diarios del Nuevo Mercado de valores español. Concretamente disponemos de las series diarias de cotización de las empresas que lo conforman, y que se detallan en la Tabla 1⁽⁶⁾. También disponemos, a efectos comparativos, de los datos relativos a cotizaciones y volúmenes de contratación del índice Ibox Nuevo Mercado [Ibox-NM] e Ibox-35. El período muestral comprende desde el 10 de Abril de 2.000 hasta el 17 de Septiembre de 2.002 [612 observaciones diarias]. Los datos han sido obtenidos de Reuters.

TABLA 1

<i>Muestra de Empresas integrantes del Nuevo Mercado en España</i>	<i>Pertenencia al Ibox-35</i>	<i>Activos Derivados sobre el Subyacente</i>
Terra Networks [TRR]	desde 31/01/00	Opciones
Amadeus [AMS]	desde 3/01/00	Opciones
Telefónica, publicidad e información [TPI]	desde 3/01/00	Opciones y Futuros
Zeltia [ZEL]	desde 3/07/00	
Indra [IDR]	desde 1/07/99	Opciones
Abengoa [ABG]		
Amper [AMP]		
Tecnocom [CIB]		

FUENTE: elaboración propia a partir de datos de MEFF.

(6) En la fecha de realización de este trabajo, el número de empresas que cotizan en el Nuevo Mercado es de trece. En nuestro estudio, sin embargo, la muestra está compuesta sólo por las ocho empresas que se han cotizado en el mismo desde su puesta en funcionamiento hasta el momento actual, habiéndose descartado las posteriores incorporaciones y las que se han dado de baja a lo largo del período analizado, para asegurar la homogeneidad de los resultados.

Los datos de esta tabla reflejan además que, las cinco primeras empresas forman parte, al mismo tiempo, del selectivo Ibex-35 en el período muestral. En este punto resulta interesante resaltar la capitalización o ponderación que las mismas representan en el Ibex-35. Así, en la tabla se presentan las empresas ordenadas de mayor a menor capitalización, representando en febrero del 2002 unos valores medios de ponderación en el Ibex-35 entorno al 2,01% para TRR, 1,19% para AMS, 0,57% para TPI, 0,52% para IDR y 0,67% ZEL. En todo caso, estas cinco empresas del Nuevo Mercado que forman parte del Ibex-35 representaban aproximadamente el 94% del Nuevo Mercado, si bien, dentro del Ibex-35 tan solo representan un valor medio que oscila entorno al 5% de la capitalización bursátil. La estrechez de este segmento de mercado es una de las causas que justifican este estudio.

A partir de estas series de datos de cotizaciones se generaron las series de rendimientos a través de diferencias logarítmicas:

$$R_t = 100 * \log(p/p_{t-1}) \quad [1]$$

donde p_t y p_{t-1} es el valor de cotización en el día t y $t-1$, respectivamente, y R_t es el rendimiento correspondiente al día t ⁽⁷⁾.

Previamente a abordar el análisis del posible efecto vencimiento en el mercado de valores tecnológicos en España, originado por el vencimiento de las opciones sobre acciones, hemos realizado un análisis de estadística descriptiva del índice representativo del segmento de la Nueva Economía, el Ibex NM, respecto al genérico Ibex-35, analizando, paralelamente, la evolución de la rentabilidad y el volumen en el período muestral, Tabla 1-A del Apéndice. Seguidamente, nos centramos en los valores del segmento tecnológico sobre los que existen contratos de opciones, Tabla 1-B, y procedemos al estudio de sus estadísticos descriptivos en el período considerado y, por último, en la Tabla 1-C se presentan los estadísticos para una muestra alternativa en la que se excluyen los días de vencimiento, con objeto de ofrecer unos primeros resultados sobre la incidencia del efecto vencimiento en los subyacentes.

Entre las regularidades empíricas reflejadas en los rendimientos se observa, en general, como es habitual en la mayoría de las series financieras, que la media es aproximadamente igual a cero y la función de distribución empírica es asimétrica y leptocúrtica. En particular, al analizar individualmente los índices, se constata que la rentabilidad media del Ibex NM, y también del Ibex-35, son de signo negativo, lo cual es lógico teniendo en consideración las circunstancias inherentes al período muestral considerado, caracterizado por circunstancias económicas y entornos institucionales muy diversos, que han dado lugar al inicio de un período de inestabilidad en los mercados de valores a nivel mundial, sobre todo a partir de los acontecimientos vinculados al 11 de septiembre de 2001 en Estados Unidos y agravado por la crisis argentina iniciada a finales de ese mismo año, así como las incertidumbres generadas por el agravamiento del escenario bélico en Irak.

Al mismo tiempo, también es importante destacar que, las rentabilidades medias de signo negativo son muy superiores en el Nuevo Mercado respecto al Ibex-35. En particular, se observa, tal y como era de esperar, que la pérdida media más significativa la experimentó el índice Ibex Nuevo Mercado [14,90%]. Por su parte, la mayor revalorización fue obtenida,

(7) Las series consideradas han sido definidas en términos de logaritmos neperianos para estabilizar su varianza, teniendo en cuenta que las mismas son no negativas y sí muy volátiles. Véase a este respecto, Tauchen *et al.* [1996].

también, por el Índice Ibex NM, que registró el máximo incremento de su rendimiento [8,42%], muy superior al registrado en el Ibex-35 [5,78%]. Esto se traduce en que el índice Ibex Nuevo Mercado registrase una mayor desviación típica en rendimientos, lo que pone de manifiesto su mayor variabilidad y que justifica el interés de nuestro estudio. En todo caso, sin embargo, si bien la desviación típica constituye una de las medidas de variabilidad más comúnmente utilizadas en la literatura, esta no es más que una medida muestral de dispersión de una variable aleatoria donde no se determina ningún tipo de estructura para la evolución de las series de rendimientos ni de volatilidad. Al mismo tiempo, cabe matizar también que, del análisis de las distribuciones de las series de rentabilidades, se desprende que dichos índices presentan un sesgo hacia la izquierda, en especial el Ibex NM, poniendo de manifiesto su tendencia superior hacia rentabilidades negativas en el período objeto de estudio.

Por su parte, el análisis de los volúmenes de contratación refleja, como era de esperar, que los mayores volúmenes de negocio se producen para el Ibex-35, en el que además se registran los mayores incrementos y también los mayores descensos, lo cual se traduce en que sea este el segmento bursátil con mayor variabilidad en los volúmenes negociados, como consecuencia de su mayor base de valores y mayor liquidez. De forma opuesta ocurre con el índice Ibex NM que, al recoger los valores menos líquidos, registró picos en los niveles de negocio muy inferiores.

En referencia a los valores individuales del Nuevo Mercado sobre los que existen contratos de derivados observamos que, por regla general, los rendimientos medios de signo negativo así como la volatilidad son superiores en la muestra que excluye los días en torno al vencimiento, lo que podría estar apuntando que en los días próximos al vencimiento de derivados se produce un cambio de tendencia hacia rentabilidades positivas o al menos, menores pérdidas.

3. IMPACTO DEL VENCIMIENTO DE DERIVADOS SOBRE LAS ACCIONES DEL NUEVO MERCADO DE VALORES ESPAÑOL

La literatura financiera suele atribuir incrementos en los volúmenes de negociación como causa de los aumentos en la volatilidad de los mercados de acciones y, por otra parte, que los volúmenes de negociación bursátil suele ser superiores en las fechas de vencimientos de contratos de derivados. En este sentido, hay una cadena lógica que justifica el interés de las posibles repercusiones de los vencimientos de derivados sobre las rentabilidades y volatilidades del mercado bursátil al contado. En España, al ser un mercado estrecho y, en particular, en el Nuevo Mercado cobra especial importancia dicho estudio.

Para extraer una primera aproximación sobre el posible efecto del vencimiento de productos derivados sobre los subyacentes del Nuevo Mercado se han utilizado contrastes no paramétricos⁽⁸⁾ de igualdad de la distribución entre muestras, representadas, en nuestro caso, por las rentabilidades de los subyacentes del Nuevo Mercado en días de vencimiento de opciones sobre acciones frente a los días de no vencimiento. Para ello, consideramos la muestra completa y la muestra alternativa que excluye los días próximos al vencimiento⁽⁹⁾. En particular, se presentan en la Tabla 2 del Apéndice los resultados obtenidos con el test

(8) Las pruebas no paramétricas, o de distribución libre, son más exigentes al rechazar la hipótesis nula y por tanto tienen menos posibilidades de acertar cuando no la rechazan.

(9) Siguiendo a Andrés [2001] se han considerado como días próximos al vencimiento el día del vencimiento y también los dos días previos y el posterior.

Anova y el test de Kruskal-Wallis que contrastan si la rentabilidad media es la misma para ambas muestras. Al mismo tiempo, se presentan también en esta tabla los resultados del Test de Bartlett [Snedecor y Cochran, 1989] y del test de Levene modificado [Brown y Forsythe, 1974]⁽¹⁰⁾ que contrastan la hipótesis nula de homogeneidad entre las varianzas.

Los resultados obtenidos con los contrastes Anova y Kruskal-Wallis revelan que, para los niveles de significación convencionales, no puede rechazarse la hipótesis de homogeneidad en el comportamiento de las rentabilidades entre ambos subgrupos. Por su parte, los resultados del Test de Levene y el de Bartlett sí permiten detectar la presencia de comportamientos no homogéneos entre las muestras que incluyen o excluyen las fechas de vencimiento de derivados, resultados estos que podrían estar indicando posibles comportamientos diferenciados en la volatilidad del rendimiento.

En todo caso, los resultados de este tipo de análisis deben ser considerados con las pertinentes limitaciones teniendo en cuenta que la potencia de dichas pruebas aumenta con el tamaño de la muestra y, por otra parte, mediante este tipo de técnicas se pueden estar ocultando posibles aspectos compensatorios. Ello motiva el realizar un análisis más riguroso basado en la técnica de regresión que nos permitirá, además, identificar los días concretos en que se presentan cambios de tendencia.

En esta línea, el modelo inicialmente propuesto para contrastar la presencia de efecto vencimiento se ha basado en el trabajo de Andrés [2001], consistente en estimar por Mínimos Cuadrados Ordinarios [MCO] las rentabilidades:

$$R_t = \beta_1 D_{(t-2)} + \beta_2 D_{(t-1)} + \beta_3 D_{(t)} + \beta_4 D_{(t+1)} + \epsilon_t \quad [2]$$

donde R_t es la rentabilidad de cada una de las empresas del Nuevo Mercado sobre la que existen opciones y en la que posteriormente se incluyen variables ficticias para analizar lo que sucede el día del vencimiento de las opciones sobre dichas acciones, así como en los días próximos. Concretamente, se generarán las variables $D_{(t)}$ que toma el valor uno los días de vencimiento y cero en el resto, $D_{(t-1)}$ toma el valor 1 el día anterior al vencimiento y cero en el resto, $D_{(t-2)}$ toma el valor 1 dos días antes del vencimiento y cero en el resto y $D_{(t+1)}$ que toma el valor uno el día siguiente al vencimiento y cero en el resto. La argumentación parece lógica, teniendo en cuenta que es de esperar que el efecto vencimiento se expanda a días posteriores y anteriores del vencimiento y, además, se supone que este efecto se diluya en días siguientes al vencimiento. El término de error se recoge en ϵ_t . Los resultados de dichas estimaciones, y que no se presentan en el trabajo por cuestión de espacio, reflejaron no ser válidas puesto que no garantizaban el cumplimiento de los supuestos implícitos en dicho método. En concreto, se realizaron pruebas de normalidad, no autocorrelación y homocedasticidad sobre los residuos del modelo, concretamente mediante la aplicación de los estadísticos de Jarque-Bera, Box-Ljung y el test ARCH respectivamente, los cuales se recojen en la Tabla 3 del Apéndice.

El análisis de dichos estadísticos en los residuos del modelo [2], reflejaron leptocurtosis, así como elevada autocorrelación en la volatilidad de los mismos, apuntando que, en general, la dinámica de los residuos presenta heterocedasticidad. El resultado del Test de Engle confirmó la presencia de heterocedasticidad condicional autorregresiva, excepto para el valor

(10) La prueba de Levene es una alternativa al test de Bartlett que es menos sensible a problemas de no normalidad.

TPI. Sin embargo, aún cuando para este valor el test de Engle no rechaza la hipótesis de homogeneidad de los residuos, la estructura de los residuos sí apunta la existencia de efectos autorregresivos. En este sentido, es fundamental el tener en cuenta que, ignorar la presencia de heterocedasticidad condicional en las estimaciones del modelo de partida conduce a una pérdida de eficiencia en la estimación de los parámetros del modelo e, incluso, puede ocasionar que las estimaciones de los errores estándar de los parámetros estimados sean no consistentes. Por ello, será preciso tener en cuenta este aspecto para estimar adecuadamente los parámetros del modelo.

De acuerdo con los resultados anteriores, a partir del trabajo de Engle [1982], se han desarrollado diversos modelos —Modelos de Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva— para explicar el comportamiento dinámico de la volatilidad, siendo el objetivo la modelización de la volatilidad, más que su medición. El modelo ARCH[q] propuesto por Engle [1982] parte de suponer que la varianza del proceso de perturbación varía con el tiempo, de tal manera que, la varianza condicional es una función lineal de los errores pasados elevados al cuadrado y, por consiguiente, si los errores del pasado son grandes, la varianza también lo será. Los modelos ARCH han sido, sin duda, los más utilizados en la modelización de la volatilidad de series financieras y, prueba de ello, han recibido una gran atención en la literatura económica de la última década, tanto desde el punto de vista teórico como aplicado.

En nuestra investigación, se propone modelizar la varianza con un GARCH[1,1] desarrollado por Bollerslev [1996]. Adicionalmente, siguiendo, entre otros, los trabajos de Baillie y Bollerslev [1989] y Hsieh [1989], sobre análisis de efectos estacionales, hemos considerado oportuno incluir las variables ficticias que recogen los posibles efectos vencimiento dentro de la ecuación de la varianza, consiguiendo con ello estimaciones conjuntas de los posibles efectos del vencimiento de derivados tanto en la media de rendimiento, como en la varianza condicional que se asimila al riesgo en la variación de cotizaciones. Así, el modelo a estimar vendría expresado de la siguiente manera —Modelo I—:

$$R_t = \beta_1 D_{V(-2)} + \beta_2 D_{V(-1)} + \beta_3 D_{V(0)} + \beta_4 D_{V(+1)} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \approx N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 D_{V(-1)} + \alpha_2 D_{V(0)} + \alpha_3 D_{V(+1)} + \alpha_4 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_5 \sigma_{t-1}^2 \quad [3]$$

La formulación básica de este tipo de modelo consiste en considerar que la serie de rentabilidades está formada por su esperanza condicionada más un componente no anticipado, ε_t , que se distribuye según una normal con media nula y varianza condicionada σ_t^2 . Concretamente, los cambios temporales en la varianza condicionada se modelizan como una función lineal de los cuadrados de las observaciones pasadas del componente no anticipado de los índices o bien de los valores individuales, y de su propio pasado.

No obstante, dado el conocimiento que se tiene de que los impactos en la volatilidad pueden ser no simétricos como muestra Christie [1982], entre otros, se considera adecuado utilizar un modelo que recoja esta posibilidad, el denominado efecto apalancamiento. Dentro de las diferentes opciones que se han propuesto en la literatura se ha optado por utilizar el GJR propuesto por Glosten, Jaganathan y Runkle [1993] ya que frente al EGARCH [Nelson, 1991] presenta la ventaja de ser un modelo lineal relativamente sencillo de estimar que, en

(11) La utilización del GARCH[1,1] en lugar de otras especificaciones de volatilidad condicional, atiende a las sugerencias de Lamoreux y Lastrapes [1990] quienes argumentaron que este modelo es una representación parsimoniosa de la varianza condicional que se ajusta adecuadamente a muchas de las series temporales financieras.

general, no muestra excesivos problemas de convergencia y es menos sensible a la presencia de observaciones extremas [Engle y Ng, 1993].

La expresión formal de la varianza condicional GJR[1,1] con la inclusión de las variables ficticias es la siguiente:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 D_{t-1} + \alpha_2 D_{t(0)} + \alpha_3 D_{t+1} + \alpha_4 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_5 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_6 \varepsilon_{t-1}^2 S_{t-1}^* \quad [4]$$

donde S_t^* es una variable ficticia, que toma el valor igual a 1 cuando los shocks o componente no anticipado $[\varepsilon_t]$ son de signo negativo y 0 en otro caso. El impacto de las noticias, o shocks de la tasa de rendimiento de los valores en nuestro caso, sobre la volatilidad, dependerá del signo del parámetro estimado para dicha variable ficticia. En cualquier caso, este modelo, que permite una respuesta diferente de la volatilidad a los shocks positivos o negativos, mantiene el supuesto de que la volatilidad mínima se obtiene cuando no hay noticias no anticipadas.

4. RESULTADOS DE LA INVESTIGACIÓN

Los resultados de la estimación por máxima verosimilitud de los modelos GARCH[1,1] y del GJR[1,1] son, en términos generales, muy similares. En todo caso, en nuestro trabajo únicamente presentamos las estimaciones procedentes de la modelización GJR —Modelo I—, Tabla 3 del Apéndice, al ser el parámetro de asimetría estadísticamente significativo en todos los casos y el logaritmo de la función de verosimilitud mayor o muy cercano al del GARCH. En dicha Tabla se incluyen, además, los resultados de diferentes contrastes de Wald sobre la media y la varianza, respectivamente, que nos ayuden a extraer reflexiones de interés sobre la incidencia del efecto vencimiento de derivados en los valores del Nuevo Mercado en España.

A la vista de los resultados de la estimación⁽¹²⁾ cabe destacar las siguientes consideraciones. En primer lugar, los rasgos básicos de las cuatro acciones del Nuevo Mercado utilizadas en el análisis reflejan una notable precisión en la estimación del efecto autorregresivo, lo cual estaría indicando un fuerte comportamiento inercial de la volatilidad, motivado, básicamente, por trabajar con datos diarios. Conviene señalar, también, que se detecta en todos los valores que los shocks en la volatilidad son persistentes, dado que los valores estimados. Respecto al parámetro propio del modelo GJR, cabe subrayar que, si bien, el impacto de las noticias sobre la volatilidad es positivo, independientemente de su signo, en nuestro análisis el signo positivo —al igual que en la literatura al respecto— nos estaría indicando que los valores negativos del componente no anticipado provocan un mayor incremento en la volatilidad que los valores positivos de igual magnitud y, por tanto, que el riesgo aumenta más cuando las rentabilidades son menores a las esperadas. Esta regularidad se constata de manera estadísticamente significativa para todos los valores y refleja una mayor intensidad especialmente para los valores menos líquidos, esto es, IDR y TPI.

(12) Para el valor TPI también se estimaron modelos tipo ARCH, teniendo en cuenta que, aunque el test de Engle no permitió rechazar la ausencia de heterocedasticidad condicional, la existencia de leptocurtosis, así como la evolución de la estructura de los residuos mostraron indicios de tal regularidad. En todos los casos, la consistencia e insesgadez de las estimaciones se ha analizado siguiendo a Pagan y Schwert [1990].

En referencia al objetivo central del trabajo cabe destacar varios aspectos. En primer lugar, los patrones de comportamiento en cuanto al efecto vencimiento de las opciones en los subyacentes del Nuevo Mercado, sin ser plenamente coincidentes, ofrecen ciertos indicios de regularidad. Así, para el conjunto de los valores considerados se constata, en función del test de Wald, ausencia de efectos diferenciados en la media de los subyacentes en función del vencimiento de las opciones, obteniéndose resultados en la misma línea respecto a la varianza condicional.

Los resultados obtenidos, en referencia a la media de rendimiento, son coincidentes con la literatura al respecto, como es el trabajo de Corredor *et al.* [2000]; pudiendo estar las causas motivadas por el hecho de que estas opciones son de tipo americano y, por tanto, no existen incentivos que justifiquen concentrar todo el ejercicio en el día de extinción del contrato o en días próximos y, en segundo lugar, por presentar un reducido volumen de negocio por encuadrarse en el sector de la Nueva Economía.

Sin embargo, aún cuando en ninguno de los casos el contraste conjunto de ausencia de efecto vencimiento ha resultado rechazado, el análisis pormenorizado de los parámetros estimados proporciona algunos resultados de interés que conviene resaltar. Así, se aprecia para la mayoría de los valores, unos rendimientos medios de signo negativo y significativo los días previos al vencimiento de las opciones sobre dichas acciones, asociados a un cambio de tendencia hacia rentabilidades positivas, aunque no significativas, los días de vencimiento y que en algunos casos se extiende hasta el día posterior al vencimiento. Si centramos nuestra atención en el riesgo, representado por la varianza condicional, observamos que, la mayor variabilidad se presenta en días diferentes según la empresa considerada, si bien siempre en torno a los días de vencimiento. Así, AMS presenta la mayor variabilidad el día del vencimiento, IDR el día previo al vencimiento y TPI y TRR el día posterior al vencimiento; resultados estos contrarios a los obtenidos mayoritariamente en la literatura, que parecen contrastar descensos en los niveles de volatilidad de los subyacentes alrededor de los vencimientos y acuñados a la certidumbre que se suele transferir al mercado al finalizar el ciclo de inversión y, que, en nuestro estudio, por tanto, podría generar precisamente lo contrario, es decir, incertidumbre, teniendo en cuenta las características propias de los valores que lo componen.

En suma, el análisis realizado nos ha permitido obtener unos resultados interesantes, creemos, desde el punto de vista económico, y razonables desde el punto de vista econométrico, si bien estos presentan, en general, una escasa significatividad individual. En este sentido, los limitados resultados del modelo nos pudiesen estar indicando una incorrecta especificación del mismo, o bien que existan ineficiencias latentes en el mercado de valores que impiden que la nueva información se incorpore inmediatamente e influya en la variación de las cotizaciones. Así, siguiendo resultados alcanzados por la literatura al respecto, que evidencian incrementos significativos en los volúmenes de contratación de los subyacentes alrededor de los vencimientos de derivados, y entre los que cabe citar para el caso de España, los estudios de Corredor *et al.* [1997] analizando el efecto vencimiento de las opciones y futuros del Ibex-35 para datos diarios o el de Pardo [1998] para datos intradía y, justificados en ambos casos bien por operaciones de arbitraje, o bien por intentos de manipulación en el precio de los derivados, hemos considerado pertinente introducir en nuestro estudio de las rentabilidades dicha variable como variable *proxy* de la llegada de nueva información al mercado.

En particular, planteamos el análisis de la estimación de la tasa de rendimiento, tal y como se presentó previamente, pero incorporando, además, retrasos en la información del volu-

men de contratación de los subyacentes. Con el fin de determinar, con cierta precisión, el desfase temporal medio de dicha variable explicativa, se realizaron diversos ensayos a partir de los cuales se optó por considerar el número de retardos de 1 día, ya que considerar retardos superiores podría no recoger bien el sentido de lo que se pretende observar. Así, el modelo que mejor cumplía los diversos test econométricos de validación vendría dado por la expresión siguiente —Modelo II—:

$$R_t = \beta_1 D_{V(t-2)} + \beta_2 D_{V(t-1)} + \beta_3 D_{V(t)} + \beta_4 D_{V(t+1)} + \beta_5 V_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad [5]$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 D_{V(t-1)} + \alpha_2 D_{V(t)} + \alpha_3 D_{V(t+1)} + \alpha_4 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_5 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_6 \varepsilon_{t-1}^2 S_{t-1}^c$$

donde V_{t-1} representa el volumen de contratación de los diferentes subyacentes del Nuevo Mercado, retardados un período.

El análisis de los resultados de la estimación de este modelo y, que se presentan en la Tabla 4 del Apéndice, permite afirmar, en línea con el modelo I que, los días de mayores ascensos en los rendimientos, aunque tampoco de forma estadísticamente significativa, son los días alrededor del vencimiento, acotándose en mayor medida entre los días anterior y posterior al vencimiento, incluido el día de vencimiento. Por su parte, respecto a la variabilidad, los resultados apuntan a que ésta se muestra superior los días próximos, previos y posteriores al vencimiento, si bien en ningún caso el propio día del vencimiento. A su vez, en esta estimación sí se obtuvo evidencia de diferencias significativas conjuntas, medidas a través del test de Wald, entre el comportamiento de los rendimientos y las volatilidades experimentadas entre los días de vencimiento y no vencimiento para el valor AMS y, para IDR en las volatilidades, no antes detectadas. Conviene matizar, también, respecto a los resultados de esta tabla que, para el valor TRR, debido a su comportamiento extremadamente especulativo en el período considerado, se produce un elevado grado de colinealidad de las variables independientes, lo que da lugar a estimaciones con posibles errores al absorber unos parámetros la influencia de otras variables, léase el volumen de contratación, con las que están muy correlacionadas, justificando posiblemente así, la contradicción obtenida en el signo de los estimadores.

Seguidamente, y como ya se adelantaba en la presentación del trabajo, pretendemos abordar en nuestro análisis, teniendo en consideración la pertenencia de los subyacentes del Nuevo Mercado al selectivo Ibex-35, los posibles efectos vencimiento sobre los valores pertenecientes al segmento del Nuevo Mercado debidos a los vencimientos de productos derivados sobre el Ibex-35. Para ello, se plantea un modelo alternativo —Modelo III—, el cual es asimilable al modelo II anterior pero considerando las fechas de vencimientos de derivados sobre el índice Ibex-35, en lugar de los vencimientos de opciones sobre acciones. Dicho estudio se centra en el contraste de los efectos vencimiento de las opciones y futuros sobre el Ibex-35, de forma conjunta, pues ambos vencen el mismo día, es decir, el tercer viernes de cada mes, excepto cuando es festivo que se adelanta al día anterior. En este punto, es interesante resaltar que son, en particular, los contratos de futuros sobre el Ibex-35¹³,

(13) Los contratos de Futuros Ibex 35 y Opciones Ibex 35 constituyen la modalidad pionera de cobertura y especulación sobre subyacentes de renta variable en España, remontándose al año 1992. Estos productos derivados sobre índices representan un volumen muy superior al negociado para los derivados sobre acciones, hecho que avala en mayor medida el plantear el contraste del posible efecto vencimiento de los derivados del Ibex-35 sobre los valores del Nuevo Mercado, que si bien no podría justificar operaciones de arbitraje sí especulativas.

los que representan un mayor peso específico, muy superior a los contratos de opciones negociados.

Así, el nuevo modelo a estimar vendría dado por la siguiente expresión:

$$R_t = \beta_1 D_{V(-2)} + \beta_2 D_{V(-1)} + \beta_3 D_{V(0)} + \beta_4 D_{V(+1)} + \beta_5 V_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad [6]$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 D_{V(-1)} + \alpha_2 D_{V(0)} + \alpha_3 D_{V(+1)} + \alpha_4 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_5 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_6 \varepsilon_{t-1}^2 S_{t-1}^2$$

donde las variables $D_{V(0)}$ toma el valor uno los días de vencimiento de los derivados del Ibex-35 y cero en el resto, $D_{V(-1)}$ toma el valor 1 el día anterior al vencimiento y cero en el resto, $D_{V(-2)}$ toma el valor 1 dos días antes del vencimiento y cero en el resto y $DV[+1]$ que toma el valor uno el día siguiente al vencimiento y cero en el resto.

Los resultados de la estimación, Tabla 5 del Apéndice, ponen de manifiesto, en línea con los resultados previos y también a los obtenidos en la literatura financiera al respecto, la no existencia de efecto conjunto significativo en la media de los valores Nuevo Mercado considerados, debidos al vencimiento del índice Ibex-35. A nivel individual, se obtienen también en este caso, unas rentabilidades medias superiores los días en torno al vencimiento pero, a diferencia de lo que ocurría con el efecto generado por el vencimiento de las opciones, ahora este efecto, de incremento en las rentabilidades, se centra específicamente en los días previos al vencimiento. Una explicación a este resultado podría venir derivada del hecho de que, la mayoría de las transacciones con productos derivados sobre índices suelen ser realizadas por inversores institucionales [Fondos de Inversión y Fondos de Pensiones] que proceden a recomponer sus carteras de inversión y que también han utilizado derivados con finalidad de cobertura. La recomposición implica el movimiento de acciones de diversas empresas contenidas en la cartera y no sólo de una referencia individual, por lo que el efecto resulta más significativo y anticipado en las fechas de derivados sobre el índice Ibex-35. Este resultado coincide con los obtenidos por la literatura al respecto sobre vencimientos de índices que, en general, como en el caso de Pardo [1998], si bien no encuentran efecto significativo sobre el rendimiento, sí recoge un interesante aspecto que hace referencia a la caída en los rendimientos que se producen al día siguiente del vencimiento de los derivados, lo cual es lógico teniendo en cuenta la presión sobre los precios motivado por ventas.

Por su parte, en este análisis se acentúan⁽¹⁵⁾ los efectos vencimiento sobre la volatilidad ya detectados previamente en el modelo II que consideraba el análisis del efecto vencimiento de las opciones sobre acciones, apuntando también a un incremento en la volatilidad alrededor de los vencimientos de los derivados sobre el Ibex-35. Estos resultados son, como ya se ha apuntado, contrarios a los obtenidos por la literatura que, en general, apuntan a una

A este respecto, también resulta interesante apuntar que, en la misma línea de los contratos de Opciones y Futuros sobre el índice Ibex-35, en Septiembre de 2001 se inició la negociación de contratos Mini Futuro y Opción sobre el Ibex-35, con iguales características y diferenciados básicamente por el nominal de los contratos.

(14) Así, téngase en cuenta que en el año 2001, del total de contratos de derivados sobre el Ibex-35 negociados en el MEFF, el 88,76% aproximadamente correspondían a contratos de futuros, mientras que tan sólo el 11,24% eran opciones. A este respecto, conviene matizar unas particularidades importantes de los contratos de futuros sobre índices que los diferencia de los demás mercados de futuros. En primer lugar, el activo subyacente no se negocia en el mercado y, por tanto, para realizar operaciones de arbitraje hay que comprar o vender los activos individuales en las proporciones que componen el índice para poder replicarlo. En segundo lugar, la liquidación se realiza por diferencia, lo cual da lugar a que los arbitrajistas tengan que deshacer sus posiciones en el mercado bursátil los días de vencimiento.

(15) Un factor explicativo de tal hecho posiblemente radique en la mayor liquidez del mercado de derivados sobre el Ibex-35 en relación con el mercado de opciones sobre acciones.

disminución en la volatilidad dos días antes del vencimiento. Las causas cabría situarlas, quizás, a la consideración en nuestro trabajo de una cartera específica que únicamente contempla valores integrantes de la Nueva Economía, y donde, por tanto, esta pauta de comportamiento en la volatilidad condicional pudiera ser función de la menor capitalización de la cartera.

Un último aspecto relevante a matizar hace referencia a que en todos los modelos contrastados previamente, verificándose la condición de estacionariedad, ésta se encuentra próxima a su incumplimiento, informando así de la presencia de posibles shocks permanentes en volatilidad, especialmente para los valores IDR y TPI, que representan los subyacentes de menor liquidez dentro del segmento de la Nueva Economía, poniendo así de manifiesto la posible vinculación entre rendimientos, volatilidad y volumen de negociación de los valores en función de la liquidez.

En síntesis, el estudio que se ha realizado ha permitido detectar para los valores del nuevo mercado considerados, patrones de comportamiento determinados en función del vencimiento de productos derivados sobre los mismos y, en particular, en función de productos derivados sobre el Ibex-35. En este argumento, adicionalmente pretendemos profundizar en la investigación aportando el análisis comparado de los resultados obtenidos para las acciones de empresas tecnológicas frente al resto para el período temporal estudiado. A este respecto, se ha replicado el mismo tipo de análisis para una muestra de empresas integradas en el Ibex-35, pero no incluidas en el IBEX Nuevo Mercado. Así, el análisis se ha centrado en las empresas Telefónica, BBVA, Repsol y Endesa, por estar estas encuadradas entre las empresas más líquidas del Ibex-35 sin formar parte del segmento tecnológico.

Las estimaciones obtenidas, que se muestran en la Tabla 6 del Apéndice, ponen de manifiesto unos resultados similares a los obtenidos para los valores del segmento de la Nueva Economía, si bien con determinadas particularidades que apuntan a una mayor incidencia del efecto vencimiento de derivados del Ibex-35 sobre las acciones de empresas tecnológicas respecto a las que no pertenecen a dicho segmento. La justificación a tal situación podría radicar en que, mayoritariamente, la función económica primordial de los contratos de derivados apuntada en la literatura es la realización de coberturas y, por tanto, este efecto de transferencia de riesgo entre inversores de mayor y/o menor riesgo se produzca posiblemente, en mayor medida, en las acciones de empresas vinculadas a mayores niveles de volatilidad, como es el caso de las empresas tecnológicas. También otro factor en la explicación de este mayor impacto del vencimiento de derivados sobre las cotizaciones de empresas de la Nueva Economía cabe atribuirse, en parte importante, al propio componente altamente especulativo inherente a este segmento de mercado.

En cualquier caso, resaltar, por tanto, la importancia que el vencimiento de productos derivados sobre el Ibex-35 ejerce sobre el mercado de renta variable, tanto en lo referente a empresas que pertenezcan al segmento de la Nueva Economía, como para el resto, resultados estos que en todo caso no hacen más que demostrar, para nuestra muestra de empresas, lo ya apuntado por los pioneros trabajos que en el caso de España se han realizado.

En síntesis, bajo este planteamiento, el inversor, a partir del estudio de las series históricas de rendimientos y volúmenes de negocio y, bajo la consideración del importante papel que desempeñan los mercados de derivados, medidos a través de sus fechas de vencimiento, dispondría de una herramienta de análisis que, permitiría al menos en alguna medida, an-

tipicar posibles comportamientos futuros. Este interés es, particularmente elevado, para los gestores de carteras de valores, al incluir en ellas valores negociados en la Nueva Economía.

5. CONCLUSIONES

El presente trabajo se ha planteado contrastar si existe un efecto vencimiento sobre el Nuevo Mercado de valores de renta variable en España, originado por el vencimiento de los productos derivados sobre dichos valores pero también el ocasionado por el vencimiento del Ibex-35. Esto supone una aportación relevante respecto a la literatura existente por ser un trabajo pionero sobre un segmento bursátil de reciente creación y no sometido a este tipo de análisis. Para ello, se realizó un análisis empírico del efecto vencimiento en las rentabilidades de las acciones sobre las que existen productos derivados.

Para extraer una primera aproximación sobre el posible efecto del vencimiento de productos derivados sobre los subyacentes del Nuevo Mercado se han utilizado contrastes no paramétricos de igualdad de la distribución entre muestras, representadas, en nuestro caso, por las rentabilidades de los subyacentes del Nuevo Mercado en días de vencimiento de opciones sobre acciones frente a los días de no vencimiento. Los resultados obtenidos revelaron que, para los niveles de significación convencionales, no puede rechazarse la hipótesis de homogeneidad en el comportamiento de las rentabilidades entre ambos subgrupos, mientras que sí permiten detectar comportamientos diferenciados entre las volatilidades de las muestras que incluyen o excluyen las cotizaciones referidas a los vencimientos de derivados. Seguidamente, se plantea un análisis más riguroso basado en la técnica de regresión, siguiendo un procedimiento metodológico similar al de Andrés [2001] a través de la consideración de la heterocedasticidad condicionada del rendimiento pero, incorporando, además, la variable volumen negociado de dichas acciones como variable proxy de la llegada de nueva información al mercado. La muestra de datos recoge la evolución reciente desde su creación, con observaciones diarias. En este planteamiento, el inversor, a partir del estudio de las series históricas de rendimientos y volúmenes de negocio, podría anticipar estrategias óptimas de beneficio y minimización del riesgo en el mercado de valores español al contado y, especialmente, en un segmento sometido a fuertes movimientos especulativos.

Tras la estimación de los modelos, se han obtenido unas consideraciones que posiblemente resulten de interés. Así, una primera nota importante que se extrae de los resultados revela la inexistencia de efectos conjuntos significativos sobre la media y la volatilidad del rendimiento ocasionados por el efecto vencimiento de derivados, de forma similar a lo recogido por la literatura financiera. Sin embargo, el análisis individualizado de los parámetros estimados sí permite extraer unos comportamientos en las cotizaciones del Nuevo Mercado que se manifiestan de forma distinta a lo apuntado en general por la literatura al respecto, y posiblemente, justificadas por la gran estrechez del segmento bursátil analizado y por ser, por tanto, los menos empleados para realizar operaciones de arbitraje los días de vencimiento de derivados.

En particular, es importante destacar que, de nuestro análisis se evidencia que, los días de mayores ascensos en los rendimientos, aunque no de forma estadísticamente significativa, son los días alrededor del vencimiento, produciéndose también en dichos días una mayor

variabilidad, resultados estos contrarios a los obtenidos mayoritariamente en la literatura, que parecen contrastar descensos en precios motivados por venta y descensos en los niveles de volatilidad de los subyacentes alrededor de los vencimientos y acuñados a la certidumbre que se suele transferir al mercado al finalizar el ciclo de inversión y, que, en nuestro estudio, por tanto, podría generar precisamente lo contrario, es decir, incertidumbre, teniendo en cuenta las características propias de los valores que lo componen.

La elevada sensibilidad del segmento tecnológico, así como la pertenencia de las acciones sobre las que existen productos derivados al índice Ibex-35, nos llevaron a plantear un análisis de la influencia que los vencimientos de derivados sobre el Ibex-35 tienen sobre las acciones del Nuevo Mercado integradas en dicho índice. Los resultados, también apuntaron a unas rentabilidades medias superiores en dichas acciones los días en torno al vencimiento de derivados sobre el Ibex-35, unidas a una mayor variabilidad. Pero, a diferencia de lo que ocurría con el efecto generado por el vencimiento de las opciones, ahora este efecto de incremento en las rentabilidades, se centra específicamente en los días previos al vencimiento y justificado, posiblemente, por el efecto estabilizador generado en dichas cotizaciones el día del vencimiento, por tratarse de un índice que integra las empresas más líquidas del mercado.

Los resultados del análisis comparado del efecto vencimiento de derivados sobre el mercado spot de las acciones de empresas tecnológicas frente a una muestra de empresas de otros sectores para el período temporal estudiado, reflejaron unos resultados en la misma línea, si bien con un efecto no tan acusado para las empresas Telefónica, BBVA, Repsol y Endesa, respecto a las empresas vinculadas a la Nueva Economía. Entre las posibles justificaciones a la mayor importancia de este efecto en las empresas tecnológicas cabe señalar la importante función de cobertura de riesgo asociada a los productos derivados, en particular en lo referente a empresas con mayores volatilidades, como es el caso de las empresas de la Nueva Economía.

En síntesis, resaltar la importancia que el vencimiento de productos derivados sobre el Ibex-35 representa para el mercado de renta variable y, en particular, para los valores del Nuevo Mercado. A este respecto, resulta de capital interés señalar que, los mayores movimientos en cuanto a transacciones de derivados y acciones son los producidos por inversores institucionales que ofertan productos estructurados que replican a los índices y necesitan del concurso de derivados, tanto negociados, como OTC, para asegurar el rendimiento cada vez en mayor medida. De ahí, la presencia de un efecto representativo del Ibex-35 por su mayor capitalización. Los valores del Nuevo Mercado, por su parte, han disminuido su atractivo para estos inversores por la crisis de la Nueva Economía y el mayor riesgo asociado.

De acuerdo con estos resultados, la conclusión más importante que puede destacarse del análisis de la significatividad de las variables así como de los signos estimados es que existe prácticamente unanimidad en que la consideración de los mercados de derivados parece haber originado un descenso en la volatilidad condicional de los rendimientos de las acciones.

En cualquier caso, si bien con este estudio se han podido extraer unos patrones de conducta en los mercados de derivados que afectan al Nuevo Mercado en España, no debemos olvidar que, como en cualquier otra decisión financiera, la posición más conveniente para el inversor en el mercado bursátil, bien con fines de cobertura o especulativos, deberá ponderar correctamente los aspectos de seguridad, rentabilidad y liquidez de la operación. Además, debe tenerse en cuenta el breve tiempo de existencia del Nuevo Mercado Nuevo,

que como segmento independiente de valores, nació en abril del año 2000, lo que limita, en cierta medida los resultados obtenidos, pero que pueden ser revisados en función de la evolución futura y contrastados con esta primera aportación realizada desde este trabajo.

BIBLIOGRAFÍA

- ANDRÉS, A. [2001]: «Impacto sobre el mercado bursátil del vencimiento de los contratos de derivados sobre el Ibex-35», *Investigaciones Económicas*, Vol. XXV [1], pp. 203-234.
- ANTONIOU, A.; HOLMES, P., y PRIESTLEY, R. [1998]: «The effects of stock Index Futures trading on stock Index Volatility: An Analysis of the Asymmetric Response of Volatility to News», *The Journal of Futures Markets*, 18 [2], pp. 151-166.
- ANTONIOU, A.; PESCIOTTO, G., y VIOLARIS, A. [2001]: «Modelling International Price Relationships and Interdependencies between EU stock index and Stock Index Futures Markets: A multivariate Analysis», *Working Paper*, Centre for Empirical Research in Finance.
- ARAGÓ, V.; FERNÁNDEZ, M. [2002]: «Expiration and Maturity Effect: Empirical Evidence from the Spanish Spot & Futures Stock Index», *Journal of Applied Econometrics*, 34, pp. 1.617-1.626.
- BAILLIE, R. T., y BOLLERSLEV, T. [1989]: «The message in daily exchange rates: a conditional-variance tale», *Journal of Business & Economic Statistics*, 7, 3, pp. 297-305.
- BLANCO, R. [1998]: *Efectos sobre la volatilidad del mercado bursátil de la introducción de los contratos de futuros y opciones sobre el índice Ibex-35*, mimeo.
- BLASCO, N.; CORREDOR, P., y SANTAMARÍA, R. [2002]: «Is bad news cause of asymmetric volatility response? A note», *Applied Economics*, 10, Vol. 34, pp. 1.227-1.231.
- BOLLERSLEV, T. [1986]: «Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity», *Journal of Econometrics*, n.º 31, pp. 307-327.
- BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. F., y NELSON, D. B. [1994]: «ARCH models», *Handbook of Econometrics*, Vol. IV, ENGLE, R. F., y MCFADDEN, D. L. [Eds.]: Amsterdam, North Holland.
- BROWN, M., y FROSYTHE, A. B. [1974]: «Robust tests for the equality of variances», *Journal of the American Statistical Association*, 69, pp. 364-367.
- BROWNE, F.; FELL, J., y HUGHES, S. [1994]: «Derivatives; their contribution to markets and supervisory concerns», *Quarterly Bulletin Bank of Ireland*, pp. 37-70.
- CHEN, G.; FITH, M., y RUI, O. [2001]: «The dynamic relation between stock returns, trading volume, and volatility», *The Financial Review*, Vol. 36, n.º 3, August, pp. 153-174.
- CHRISTIE, A. A. [1982]: «The stochastic behaviour of common stock variances: valued leverage and interest effects», *Journal of Financial Economics*, 10, pp. 407-432.
- CINAR, E., y VU, J. [1987]: «Evidence on the effect of option expiration of stock prices», *Financial Analyst Journal*, 43, pp. 55-57.
- COMISIÓN NACIONAL DEL MERCADO DE VALORES: *Informe Anual*, varios números, Madrid.
- CORREDOR, P.; LECHÓN, P., y SANTAMARÍA, R. [2000]: «Una nota sobre el vencimiento de las opciones sobre acciones», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, XXIX, 105, pp. 809-822.
- CORREDOR, P.; LECHÓN, P., y SANTAMARÍA, R. [2001a]: «Option expiration effects in small markets: The Spanish stock exchange», *The Journal of Futures Markets*, 21, 10, pp. 905-928.
- CORREDOR, P., y SANTAMARÍA, R. [2002]: «Does Derivatives Trading Destabilize the Underlying Assets?. Evidence from the Spanish Stock Market», *Applied Economics Letters*, 9[2], pp. 170-110.
- CORREDOR, P.; LECHÓN, P., y SANTAMARÍA, R. [1997]: «El vencimiento de los derivados y el Ibex-35», *Revista de Economía Aplicada*, 5, pp. 81-97.

- CORREDOR, P.; LECHÓN, P., y SANTAMARÍA, R. [2001b]: «El efecto de la introducción de los derivados en la estabilidad del subyacente. El caso español», *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, 10, pp. 123-134.
- EDWARDS, F. [1988]: «Does futures trading increase stock market volatility», *Financial Analysts Journal*, 44, pp. 63-69.
- ENGLE, R. F. [1982]: «Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation», *Econometrica*, n.º 50, pp. 987-1008.
- ENGLE, R. F., y NG, V. [1993]: «Measuring and testing the impact of news on volatility», *The Journal of Finance*, Vol. 48, pp. 1.749-1.778.
- GLOSTEN, L. R.; JAGANATHAN, R., y RUNKLE, D. [1993]: «On the relationships between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks», *Journal of Finance*, Vol. 48, pp. 1.779-1.801.
- GRANGER, C. [1969]: «Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods», *Econometrica*, 37, pp. 424-438.
- [1988]: «Some recent developments in a concept of causality», *Journal of Econometrics*, 39, pp. 199-211.
- 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, pp. 275-298.
- HAKKIO, F. S., y RUSH, M. [1989]: «Market efficiency and cointegration: an application of the sterling and deutschemark exchange rates», *Journal of International Money and Finance*, 8, pp. 75-88.
- HSIEH, D. A. [1989]: «Modeling heteroscedasticity in daily foreign-exchange rates», *Journal of Business & Finance*, 7, pp. 307-317.
- KAROLYI, A. [1996]: «Stock market volatility around expiration days in Japan», *Journal of Derivatives*, 4, pp. 23-43.
- LAMOUREUX, C. G., y LASTRAPPE, W. D. [1990]: «Heteroscedasticity in stock return data: volume versus GARCH effects», *The Journal of Finance*, Vol. XLV, n.º 1, pp. 224-229.
- MACKINNON, J. G. [1991]: «Critical values for cointegration tests», in ENGLE, R. F., and GRANGER, C. W. J. [Eds.]: *Long-run economic relationships: Readings in cointegration*, Oxford: Oxford University Press, pp. 267-276.
- NEWBY, W., y WEST, K. [1987]: «A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix», *Econometrica*, 55, pp. 703-708.
- PAGAN, A. R., y SCHWERT, G. W. [1990]: «Alternative Models for Conditional stock Volatility», *Journal of Econometrics*, 45, pp. 267-290.
- PARDO, A. [1998]: «Efectos de los mercados derivados sobre el Ibex-35 en el activo subyacente», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 28, pp. 99-128.
- PEIRÓ, A. [1994]: «La estacionalidad diaria del mercado de acciones español», *Investigaciones Económicas*, 18, pp. 557-569.
- SNEDECOR, G. W., y COCHRAN, W. G. [1989]: *Statistical Methods*, Eighth Edition, Iowa State University Press.
- SOCIEDAD DE BOLSAS [1996-2001]: *Informes mensuales*, Madrid.
- STOLL, H., y WHALEY, W. [1987]: «Program trading and expiration-day effects», *Financial Analysts Journal*, 43, pp. 16-28.
- TAUCHEN, G.; ZHANG, H., y LIU, H. [1996]: «Volumen, volatility and leverage: A dynamic analysis», *Journal of Econometrics*, 74, pp. 177-208.

APÉNDICE

TABLA 1-A

**ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LAS RENTABILIDADES Y EL VOLUMEN DEL IBEX-35 E IBEX-NM
MUESTRA COMPLETA (161 OBSERVACIONES)**

	<i>Ibex35</i>		<i>IbexNM</i>	
	<i>Rendimiento</i>	<i>Volumen</i>	<i>Rendimiento</i>	<i>Volumen</i>
Media	-0.112	1.68. 109	-0.297	1.40. 108
Máximo	5.789	5.13. 109	8.423	1.00. 108
Mínimo	-5.993	6.81. 108	-14.990	2.41. 107
Desv. típica	1.737	5.28. 108	2.759	1.08. 108
Asimetría	0.081	1.9418	-0.446	3.149
Curtosis	3.478	11.058	4.996	18.573
J-B [p-valor]	6.508 [0.038]	1433.661 [0.000]	121.785 [0.000]	5056.432 [0.000]

Notas: [i] Rendimiento [en %].

[ii] J-B es el estadístico de Jarque-Bera que contrasta la hipótesis nula de normalidad. Entre paréntesis se presenta el p-valor.

TABLA 1-B

**ESTADÍSTICA DESCRIPTIV DE LAS RENTABILIDADES DE LAS ACCIONES DEL NUEVO MERCADO CON OPCIONES FINANCIERAS
MUESTRA COMPLETA [611 OBSERVACIONES]**

	<i>AMS</i>	<i>IDR</i>	<i>TPI</i>	<i>TRR</i>
Media	-0.126	-0.139	-0.304	-0.397
Máximo	14.223	12.142	13.976	11.056
Mínimo	-18.885	-12.228	-11.954	-16.833
Desv. típica	3.469	2.653	3.407	4.080
Asimetría	-0.713	0.119	0.050	-0.169
Curtosis	7.307	4.932	4.522	4.238
J-B [p-valor]	524.140 [0.000]	96.543 [0.000]	59.285 [0.000]	42.003 [0.000]

Notas: [i] Rendimiento [en %].

[ii] J-B es el estadístico de Jarque-Bera que contrasta la hipótesis nula de normalidad. Entre paréntesis se presenta el p-valor.

TABLA 1-C

**ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LAS RENTABILIDADES DE LAS ACCIONES DEL NUEVO MERCADO CON OPCIONES FINANCIERAS
Muestra que excluye las fechas próximas a los vencimientos de opciones sobre acciones
[573 observaciones]**

	<i>AMS</i>	<i>IDR</i>	<i>TPI</i>	<i>TRR</i>
Media	-0.135	-0.148	-0.324	-0.423
Máximo	15.390	15.139	20.972	19.809
Mínimo	-18.885	-12.553	-21.305	-18.021
Desv. típica	4.172	3.084	4.601	4.818
Asimetría	-0.339	0.323	0.081	0.059
Curtosis	5.469	5.778	6.109	4.525
J-B [p-valor]	156.574 [0.000]	194.351 [0.000]	231.519 [0.000]	55.931 [0.000]

Notas: [i] Rendimiento [en %].

[ii] J-B es el estadístico de Jarque-Bera que contrasta la hipótesis nula de normalidad. Entre paréntesis se presenta el p-valor.

TABLA 2
TEST NO PARAMÉTRICOS

	<i>AMS</i>	<i>IDR</i>	<i>TPI</i>	<i>TRR</i>
Anova [p-valor]	0.001 [0.969]	0.003 [0.955]	0.007 [0.931]	0.010 [0.919]
Kruskal-Wallis [p-valor]	0.003 [0.954]	0.024 [0.876]	0.019 [0.888]	0.122 [0.726]
Bartlett [p-valor]	20.064 [0.000]	13.310 [0.000]	52.765 [0.000]	16.262 [0.000]
Levene [p-valor]	10.451 [0.001]	5.709 [0.017]	15.845 [0.000]	8.361 [0.003]

Notas:

[i] Estadísticos que contrastan la hipótesis nula de homogeneidad en las distribuciones de rentabilidades entre los distintos subgrupos. Entre paréntesis se presenta el p-valor correspondiente.

TABLA 3
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN MODELO I

	<i>AMS</i>	<i>IDR</i>	<i>TPI</i>	<i>TRR</i>
β_1	0.9246 [0.802]	-0.747 [-1.444]	-1.605 [-0.974]	0.517 [0.262]
β_2	0.458 [0.859]	-0.1565 [-0.232]	0.478 [0.575]	-1.345 [-1.170]
β_3	0.621 [0.323]	0.489 [0.765]	-0.088 [-0.128]	-1.355 [-1.500]
β_4	0.909 [1.156]	0.301 [0.417]	-0.357 [-0.352]	0.384 [0.200]
α_0	3.358 [5.259]	0.426 [0.312]	-0.456 [-1.311]	0.456 [0.220]
α_1	-9.022 [-4.224]	1.998 [0.485]	1.171 [0.199]	-1.381 [-0.105]
α_2	11.014 [1.156]	-1.477 [-0.245]	-1.34591 [-0.2787]	-3.516 [-0.284]
α_3	-8.001 [-1.458]	1.556 [0.453]	6.023 [1.487]	8.033 [1.547]
α_4	0.0795 [1.851]	0.045 [2.754]	0.035 [3.121]	0.070 [2.645]
α_5	0.654 [7.154]	0.898 [40.445]	0.946 [77.545]	0.855 [24.336]
α_6	0.258 [1.999]	0.258 [6.344]	0.145 [6.040]	0.095 [2.578]
Log.Ver.	1469.081	1389.1425	1568.011	14.186
w_1 [p-valor]	3.3387 [0.495]	2.925 [0.564]	1.445 [0.832]	2.278 [0.685]
w_2 [p-valor]	31.44 [0.000]	1.585 [0.845]	14.787 [0.000]	2.598 [0.627]
w_3 [p-valor]	0.010 [0.819]	1.474 [0.689]	3.184 [0.31264]	2.443 [0.492]
Engle [p-valor]	21.122 [0.000]	13.3378 [0.000]	1.785 [0.2458]	4.578 [0.000]

(Continúa pág. sig.)

TABLA 3 (Cont.)
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN MODELO I

	<i>AMS</i>	<i>IDR</i>	<i>TPI</i>	<i>TRR</i>
Q[10] [p-valor]	16.234 [0.093]	17.635 [0.051]	10.004 [0.432]	4.560 [0.900]
Q[20] [p-valor]	30.234 [0.061]	35.478 [0.014]	14.781 [0.775]	12.975 [0.834]
Q2[10] [p-valor]	42.448 [0.000]	131.85 [0.000]	35.423 [0.000]	132.28 [0.000]
Q2[20] [p-valor]	43.253 [0.000]	166.01 [0.000]	51.231 [0.000]	191.39 [0.000]

Notas:

- (i) Resultados utilizando el modelo GJR[1,1] por el método de Newton-Rapson. Entre paréntesis figuran los t-ratio.
- (ii) El contraste de Wald w , contrasta la hipótesis conjunta $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta$, en la media, w_2 contrasta la hipótesis conjunta $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$ y w_3 la hipótesis conjunta $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3$ en la varianza.
- (iii) Resultados del Test de Engle obtenidos con las estimaciones MCO iniciales. El contraste de Engle [1982] viene dado por $h_t = \lambda_0 + \lambda_1 \varepsilon_{t-1}^2$. Bajo la hipótesis nula de homocedasticidad [$\lambda_1 = 0$] el estadístico TR se distribuye como una distribución $\chi^2[1]$, siendo T el tamaño muestral y F el coeficiente de correlación al cuadrado. $Q[k]$ denota el estadístico de Box-Ljung en las estimaciones MCO originales para contrastar la hipótesis nula de incorrelación hasta de orden k en la serie y $Q_2[k]$ denota el mismo estadístico para serie de los cuadrados. Entre paréntesis se representa el p-valor correspondiente, basado en la aproximación χ^2_k a la distribución del estadístico de Box-Ljung.

TABLA 4
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN MODELO II

	<i>AMS</i>	<i>IDR</i>	<i>TPI</i>	<i>TRR</i>
β_1	1.188 [0.844]	-0.544 [-0.789]	-0.547 [-0.350]	-0.86 [-0.5561]
β_2	1.992 [2.160]	0.030 [0.025]	1.588 [1.644]	-2.3356 [-1.857]
β_3	1.322 [1.523]	0.785 [0.886]	0.795 [0.917]	-2.299 [-1.865]
β_4	2.155 [1.977]	0.589 [0.678]	0.518 [0.439]	-0.689 [-0.465]
β_5	-0.109 [-1.700]	-0.030 [-0.748]	-0.086 [-2.455]	0.099 [1.456]
α_0	2.088 [1.398]	0.290 [0.656]	-0.245 [-0.582]	-0.427 [-0.222]
α_1	-7.933 [-2.256]	2.375 [0.519]	-0.069 [-0.015]	0.411 [0.056]
α_2	1.578 [0.388]	-1.445 [-0.289]	-0.712 [-0.159]	-2.855 [-0.245]
α_3	-1.458 [-0.389]	0.845 [0.217]	5.385 [1.594]	7.876 [1.369]
α_4	0.066 [2.045]	0.045 [3.355]	0.033 [3.461]	0.076 [2.788]
α_5	0.744 [9.888]	0.897 [43.177]	0.959 [76.451]	0.855 [23.445]
α_6	0.143 [2.416]	0.264 [6.696]	0.142 [5.998]	0.098 [2.499]
Log. Ver.	1682.255	1395.564	1565.5235	16769213

(Continúa pág. sig.)

TABLA 4 (Cont.)
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN MODELO II

	<i>AMS</i>	<i>IDR</i>	<i>TPI</i>	<i>TRR</i>
w_1 [p-valor]	3.646 [0.455]	2.455 [0.682]	1.846 [0.789]	1.710 [0.856]
w_2 [p-valor]	17.457 [0.000]	1.899 [0.756]	2.856 [0.426]	2.005 [0.753]
w_3 [p-valor]	13.882 [0.000]	1.829 [0.000]	6.585 [0.183]	1.456 [0.656]
Engle [p-valor]	26.897 [0.000]	13.407 [0.000]	1.565 [0.210]	18.425 [0.000]
Q[10] [p-valor]	15.944 [0.300]	17.744 [0.078]	10.781 [0.489]	4.883 [0.800]
Q[20] [p-valor]	29.945 [0.072]	35.485 [0.029]	14.0278 [0.829]	14.767 [0.781]
Q2[10] [p-valor]	43.120 [0.000]	131.78 [0.000]	37.777 [0.000]	130330 [0.000]
Q2[20] [p-valor]	46.5498 [0.001]	165.366 [0.000]	58.868 [0.000]	191.66 [0.000]

Notas:

- (iv) Resultados utilizando el modelo GJR[1,1] por el método de Newton-Rapson. Entre paréntesis figuran los t-ratio.
- (v) El contraste de Wald w_i contrasta la hipótesis conjunta $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4$ en la media, w_2 contrasta la hipótesis conjunta $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$ y w_3 la hipótesis conjunta $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3$ en la varianza.
- (vi) Resultados del Test de Engle obtenidos con las estimaciones MCO iniciales. El contraste de Engle [1982] viene dado por $h_1 = \lambda_0 + \lambda_1 \varepsilon_{1,t}^2$. Bajo la hipótesis nula de homocedasticidad [$\lambda_1 = 0$] el estadístico TR^2 se distribuye como una distribución $\chi^2[1]$, siendo T el tamaño muestral y R^2 el coeficiente de correlación al cuadrado. $Q[k]$ denota el estadístico de Box-Ljung en las estimaciones MCO originales para contrastar la hipótesis nula de incorrelación hasta de orden k en la serie y $Q_2[k]$ denota el mismo estadístico para serie de los cuadrados. Entre paréntesis se representa el p-valor correspondiente, basado en la aproximación χ^2_k a la distribución del estadístico de Box-Ljung.

TABLA 5
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN MODELO III

	<i>AMS</i>	<i>IDR</i>	<i>TPI</i>	<i>TRR</i>
β_1	0.563 [0.199]	2.033 [1.056]	0.969 [0.564]	2.688 [0.989]
β_2	1.123 [0.422]	2.856 [1.231]	-0.559 [-0.196]	2.256 [0.797]
β_3	0.427 [0.156]	2.385 [1.419]	-0.292 [-0.115]	1.217 [0.444]
β_4	0.581 [0.212]	2.429 [1.259]	0.123 [0.044]	1.158 [0.560]
β_5	-0.044 [-0.233]	-0.256 [-1.484]	-0.031 [-0.138]	-0.164 [-0.768]
α_0	-6.259 [-7.157]	1.522 [2.233]	4.756 [1.277]	-2.184 [-0.842]
α_1	6.496 [4.344]	-1.853 [-1.084]	-7.644 [-1.040]	4.684 [0.849]
α_2	6.756 [5.244]	-0.976 [-0.539]	-8.441 [-1.854]	-0.719 [-0.155]
α_3	7.793 [4.835]	-0.284 [-0.119]	-0.600 [-0.178]	7.183 [1.779]

TABLA 5 (Cont.)
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN MODELO III

	<i>AMS</i>	<i>IDR</i>	<i>TPI</i>	<i>TRR</i>
α_4	0.062 [2.292]	0.056 [3.919]	0.033 [3.846]	0.065 [2.689]
α_5	0.799 [25.116]	0.912 [40.091]	0.946 [67.751]	0.975 [127.622]
α_6	0.176 [5.409]	0.252 [5.955]	0.124 [7.523]	0.092 [2.690]
Log.Ver.	1582.655	1389.778	1513.556	1658.095
w_1 [p-valor]	2.633 [0.785]	1.923 [0.750]	2.256 [0.622]	5.456 [0.265]
w_2 [p-valor]	156.326 [0.000]	7.747 [0.000]	6.409 [0.178]	4.136 [0.399]
w_3 [p-valor]	4.258 [0.251]	2.736 [0.459]	6.385 [0.098]	3.078 [0.386]
Engle [p-valor]	19.665 [0.000]	14.459 [0.000]	1.578 [0.230]	19.994 [0.000]
Q[10] [p-valor]	16.001 [0.094]	17.691 [0.062]	9.156 [0.854]	3.980 [0.949]
Q[20] [p-valor]	31.136 [0.056]	36.272 [0.016]	14.543 [0.903]	12.898 [0.891]
Q2[10] [p-valor]	38.898 [0.000]	126.011 [0.000]	40.079 [0.000]	131.215 [0.000]
Q2[20] [p-valor]	42.336 [0.000]	162.10 [0.000]	58.458 [0.000]	195.964 [0.000]

Notas:

- (vii) Resultados utilizando el modelo GJR[1,1] por el método de Newton-Rapson. Entre paréntesis figuran los t-ratio.
- (viii) El contraste de Wald w_1 contrasta la hipótesis conjunta $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4$ en la media, w_2 contrasta la hipótesis conjunta $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$ y w_3 la hipótesis conjunta $\alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6$ en la varianza.
- (ix) Resultados del Test de Engle obtenidos con las estimaciones MCO iniciales. El contraste de Engle [1982] viene dado por $ht = \lambda_0 + \lambda_1 e_{t-1}^2$. Bajo la hipótesis nula de homocedasticidad [$h_1 = 0$] el estadístico TF se distribuye como una distribución $\chi^2[1]$, siendo T el tamaño muestral y F el coeficiente de correlación al cuadrado. $Q[k]$ denota el estadístico de Box-Ljung en las estimaciones MCO originales para contrastar la hipótesis nula de incorrelación hasta de orden k en la serie y $Q_2[k]$ denota el mismo estadístico para serie de los cuadrados. Entre paréntesis se representa el p-valor correspondiente, basado en la aproximación χ^2_k a la distribución del estadístico de Box-Ljung.

TABLA 6
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN MODELO III

	<i>TEF</i>	<i>BBVA</i>	<i>REP</i>	<i>ELE</i>
β_1	0.563 [0.229]	0.345 [0.186]	0.989 [1.157]	0.745 [0.359]
β_2	0.896 [0.445]	0.959 [0.456]	0.345 [1.015]	-0.478 [-0.212]
β_3	0.401 [0.214]	0.823 [1.119]	0.856 [1.119]	-0.215 [-0.158]
β_4	0.475 [0.456]	0.459 [0.268]	0.983 [1.045]	0.106 [0.055]
β_5	-0.078 [-0.610]	-0.025 [-0.580]	-0.012 [-1.556]	-0.019 [-0.260]

(Continúa pág. sig.)

TABLA 6 (Cont.)
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN MODELO III

	TEF	BBVA	REP	ELE
α_0	-3.988 (-4.142)	-4.359 (-5.156)	1.048 (1.946)	4.273 (1.156)
α_1	6.4512 (4.562)	5.4548 (4.893)	-1.959 (-1.542)	-5.885 (-1.023)
α_2	5.445 (2859)	6.767 (3.267)	-0.549 (-0.589)	-7.448 (-1.905)
α_3	3.566 (5.555)	5.766 (4.234)	-0.094 (-0.117)	-0.478 (-0.145)
α_4	0.039 (3.535)	0.0389 (2.569)	0.013 (3.746)	0.061 (2.494)
α_5	0.692 (15.523)	0.5798 (12.598)	0.514 (15.092)	0.798 (47.5571)
α_6	0.099 (3456)	0.099 (4.512)	0.142 (5.703)	0.108 (5.544)
Log.Ver.	1445.98	1644.95	1344.874	1683.852
w1 (p-valor)	1.955 (0.653)	1.945 (0.455)	1.945 (0.689)	1.9556 (0.879)
w2 (p-valor)	112.456 (0.000)	138.467 (0.000)	25.875 (0.000)	14.765 (0.080)
w3 (p-valor)	3.522 (0.079)	5.849 (0.356)	2.684 (0.069)	4.485 (0.077)
Engle (p-valor)	14.535 (0.000)	17.539 (0.000)	15.589 (0.000)	1.558 (0.010)
Q(10) (p-valor)	12.045 (0.098)	14.095 (0.099)	15.846 (0.079)	4.168 (0.852)
Q(20) (p-valor)	25.132 (0.086)	27.568 (0.057)	32.365 (0.069)	22.683 (0.051)
Q2(10) (p-valor)	48.478 (0.000)	35.639 (0.000)	75.460 (0.000)	38.179 (0.000)
Q2(20) (p-valor)	44.599 (0.000)	40.455 (0.000)	48.897 (0.000)	88.077 (0.000)

Notas:

- (x) Resultados utilizando el modelo GJR[1,1] por el método de Newton-Rapson. Entre paréntesis figuran los *t-ratio*.
- (xi) El contraste de Wald w_i contrasta la hipótesis conjunta $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4$ en la media, w_2 contrasta la hipótesis conjunta $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$ y w_3 la hipótesis conjunta $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3$ en la varianza.
- (xii) Resultados del Test de Engle obtenidos con las estimaciones MCO iniciales. El contraste de Engle [1982] viene dado por $h_t = \lambda_0 + \lambda_1 \varepsilon_{t-1}^2$. Bajo la hipótesis nula de homocedasticidad [$\lambda_1 = 0$] el estadístico TR^2 se distribuye como una distribución $\chi^2[1]$, siendo T el tamaño muestral y R^2 el coeficiente de correlación al cuadrado. $Q[k]$ denota el estadístico de Box-Ljung en las estimaciones MCO originales para contrastar la hipótesis nula de incorrelación hasta de orden k en la serie y $Q_2[k]$ denota el mismo estadístico para serie de los cuadrados. Entre paréntesis se representa el p-valor correspondiente, basado en la aproximación χ^2_k a la distribución del estadístico de Box-Ljung.