

EFECTOS SOBRE LA VOLATILIDAD DEL MERCADO BURSÁTIL DE LA INTRODUCCIÓN DE LOS CONTRATOS DE FUTUROS Y OPCIONES SOBRE EL ÍNDICE IBEX 35

ROBERTO BLANCO

Banco de España

En este trabajo se estudia el impacto de la introducción de los derivados sobre la volatilidad del mercado español de renta variable. Los dos elementos clave del trabajo son: i) se estudia el impacto sobre la volatilidad de diferentes carteras, formadas según el tamaño de las sociedades emisoras y ii) se definen dos medidas de volatilidad -la que se deduce de un modelo GARCH y una medida de volatilidad intradía-. Se encuentra evidencia estadística de un efecto desestabilizador que parece guardar una relación directa con la ponderación de los valores en el índice Ibox 35. Sin embargo, dicho efecto no es económicamente significativo, dada su reducida importancia cuantitativa. Así pues, no parece que la introducción del mercado de derivados haya tenido un impacto importante sobre la volatilidad del mercado al contado.

Palabras clave: Efecto desestabilizador, Modelos GARCH, Volatilidad intradía.

(JEL G1)

1. Introducción

La coincidencia de la expansión de los mercados de derivados a nivel internacional con la aparición de algunos episodios de elevada volatilidad como, por ejemplo, el ocurrido durante octubre de 1987 ha contribuido a que se haya generado, desde diferentes ámbitos, un amplio debate

Este artículo es una versión revisada del segundo capítulo de la tesis doctoral defendida, en octubre de 1998, en el Departamento de Fundamentos de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad del País Vasco. Agradezco a Gonzalo Rubio su labor como director de la tesis y a los miembros del tribunal por los comentarios que me formularon. Esta versión se ha beneficiado, además, de los comentarios y sugerencias de Enrique Sentana y de un evaluador anónimo, a quienes quiero expresar también mi agradecimiento.

sobre los posibles efectos de los derivados sobre la volatilidad de los mercados al contado.

Desde un punto de vista teórico, se han propuesto tanto argumentos en favor como en contra de un efecto desestabilizador¹. Los defensores del efecto desestabilizador argumentan que los mercados de futuros y opciones atraen la toma de posiciones especulativas debido a los menores costes asociados con su operativa en comparación con la de los mercados al contado, los cuales obedecen al apalancamiento que incorporan y a su mayor liquidez relativa. Según aquellos autores, la elevada actividad especulativa generada en los mercados de derivados puede provocar que, en algunas circunstancias, los precios se alejen transitoriamente de su valor fundamental, provocando un incremento de la volatilidad de los precios en dichos mercados que se transmite hacia el mercado al contado a través de las operaciones de arbitraje. Por el contrario, otros autores atribuyen un efecto estabilizador a los mercados de futuros y opciones debido a la mayor liquidez que generan en el mercado al contado al posibilitar coberturas más baratas de las posiciones mantenidas en estos últimos mercados.

La ausencia de resultados teóricos concluyentes ha generado una amplia literatura empírica sobre los efectos desestabilizadores de los derivados². Los resultados de estos trabajos suelen variar en función del período y mercado estudiados. La metodología más habitualmente utilizada consiste en la comparación de la volatilidad antes y después de la introducción del mercado de derivados objeto de estudio. Sin embargo, el problema de esta metodología es que no controla por otros factores, además de la creación del mercado de derivados, que pueden haber afectado a la volatilidad. A falta de un modelo estructural explicativo de la volatilidad, en algunos trabajos se han propuesto diferentes aproximaciones para intentar aislar el efecto de los derivados de otros posibles factores. Entre estos trabajos se encuentran los de Ayuso y Núñez (1995) y Ayuso et al (1996), los cuales permiten que el efecto de la introducción de los mercados de derivados dependa de la importancia relativa de dichos mercados en relación al contado, medida ésta como el cociente de negociación derivado-contado.

¹En línea con la práctica habitual de la literatura, en este trabajo los términos estabilizador y desestabilizador indican que el impacto consiste en una disminución y un aumento de la volatilidad, respectivamente.

²Para una revisión de la literatura que ha abordado esta materia puede consultarse Board et al (1992)

En el caso español se han realizado hasta el momento pocos trabajos sobre este tema dada la relativamente reciente creación de los mercados de futuros y opciones³. En este sentido, este trabajo pretende aportar evidencia adicional en relación a los efectos sobre la volatilidad del mercado al contado de la introducción de los contratos de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35. Debe advertirse que, aunque la mayoría del debate sobre los efectos desestabilizadores se ha centrado en los futuros financieros, en el caso español resulta difícil separar el efecto debido a los futuros de aquel imputable a las opciones ya que ambos instrumentos fueron introducidos simultáneamente.

La metodología utilizada en este trabajo presenta dos elementos novedosos que la diferencian de los trabajos previos. En primer lugar, se realiza un análisis por carteras, construidas éstas por la agrupación de los valores del índice Ibex 35 según su ponderación en el mismo. Este análisis se realiza porque algunos argumentos teóricos permiten esperar que los eventuales efectos desestabilizadores serán más intensos en las carteras formadas por valores de mayor ponderación. En este sentido, la consideración de aquellas carteras permite contrastar no sólo si existen efectos sino también si existe un patrón de éstos por carteras.

El segundo elemento característico de este trabajo consiste en la utilización de dos medidas alternativas de volatilidad. La primera se estima con datos diarios de cierre aplicando un modelo de la familia GARCH. Y la segunda, a la que se denominará volatilidad intradía, se estima a partir del rango de variación de precios dentro de cada sesión. La ventaja de esta última medida, menos habitual en la literatura, es que tiene en cuenta la variabilidad de los precios aunque ésta no se refleje en los precios de cierre. En cualquier caso, al estimarse ésta con datos diferentes esperamos que nos aporte evidencia adicional, no contenida en la otra medida, sobre el comportamiento de la variabilidad de los precios. Con cada una de estas dos medidas se estudia cómo se ha modificado la volatilidad del mercado al contado (mercado bursátil) tras la aparición del mercado de derivados de renta variable. Concretamente, siguiendo los trabajos de Ayuso y Núñez (1995) y Ayuso et al (1996), se introducen como variables explicativas de la varianza condicional y de la volatilidad intradía algunas medidas de la importancia relativa de los derivados.

³En Ayuso y Núñez (1995) se estudian los efectos sobre el mercado español de deuda pública, y en Ayuso et al (1996) se estudian, además, los efectos sobre el mercado de renta variable y sobre el mercado interbancario de depósitos.

Tomados en su conjunto, los resultados del trabajo indican que la introducción de los derivados no parece haber tenido un impacto importante sobre la volatilidad del mercado al contado. Cuando se permite que el efecto de los derivados dependa de su importancia relativa se encuentra evidencia favorable a un efecto desestabilizador para algunos valores. Sin embargo, dicho efecto, aunque significativo desde el punto de vista estadístico, es muy poco relevante desde el punto de vista económico ya que su importancia cuantitativa es muy pequeña.

El resto de este trabajo está estructurado de la siguiente manera: en la segunda sección se realiza una revisión de la literatura, en la tercera se expone brevemente la historia y el funcionamiento del mercado español de futuros y opciones sobre el índice Ibx 35, en la cuarta se describe la base de datos. Posteriormente, en la quinta sección, se detalla la metodología, en la sexta se presentan los principales resultados y, finalmente, las conclusiones aparecen en la última sección.

2. Revisión de la literatura

La mayoría de los argumentos teóricos que se utilizan en la literatura no han sido objeto de modelización. Entre los escasos trabajos en los que se modelizan los efectos de los derivados se encuentra el de Subrahmanyam (1991), quien construyó un modelo del estilo del de Kyle (1985) en el que introdujo N mercados donde se negocian activos individuales y otro mercado en el que se negocia una cesta de dichos activos. En este modelo la introducción de una cesta tiene efectos ambiguos sobre la volatilidad de los otros N activos. Igualmente, Chari, Jagannathan y Jones (1990) mostraron que pequeñas variaciones en la especificación de su modelo cambiaban las conclusiones del mismo. Más recientemente, Zapatero (1995) propuso un modelo caracterizado por la existencia de dos tipos de agentes, expectativas heterogéneas y mercados incompletos, donde la introducción de un nuevo activo no redundante incrementaba la volatilidad.

En cambio, la literatura empírica que estudia los efectos de los derivados sobre la volatilidad del contado es muy abundante. Estos trabajos se basan en metodologías y definiciones de volatilidad muy diversas y la evidencia encontrada no es concluyente, ya que los resultados suelen variar según el mercado y período estudiados.

La mayoría de los trabajos se limitan a comparar la volatilidad de los precios antes y después de la introducción del mercado de derivados

objeto de análisis. Entre estos trabajos se encuentran, por ejemplo, los de Santoni (1987) y Edwards (1988a y 1988b), quienes no encuentran evidencia favorable a un aumento de la volatilidad. El principal problema de estos trabajos es que no controlan otros factores que pueden haber afectado a la volatilidad como son los cambios en materia de política monetaria, la llegada de noticias o el mayor grado de internacionalización de los mercados.

Otros autores han optado por comparar la evolución de la volatilidad de los valores pertenecientes al subyacente de los derivados con la de una muestra de control formada por valores no incluidos. De esta manera se pretende controlar por los otros factores que pueden haber afectado a la volatilidad. Entre estos trabajos se encuentra el de Harris (1989), donde en un modelo de corte transversal explicativo de la volatilidad se introduce una variable cualitativa que toma el valor unitario para los valores pertenecientes al índice S&P 500. En este trabajo se encuentra que el coeficiente de dicha variable es positivo y estadísticamente significativo a partir de la introducción del mercado de futuros. Sin embargo, cuando los rendimientos se calculan sobre períodos temporales superiores a un día dicho coeficiente tiende a reducirse. En cambio, Choi y Subrahmanyam (1993) no encuentran efectos significativos utilizando una metodología similar aplicada a la introducción del mercado de futuros sobre el índice MMI⁴. Igualmente, Thosar y Trigeorgis (1994) tampoco encontraron efectos significativos sobre la volatilidad de la inclusión de los valores al índice S&P 500 al compararla con las variaciones de la volatilidad de una muestra de control.

La utilización de muestras de control también está sujeta a algunos problemas. En efecto, tal como señaló Harris (1989), los posibles efectos de aumento de volatilidad que se encuentren estarán sesgados negativamente, en el sentido que el aumento de volatilidad imputable a los derivados será superior al observado, ya que sobre la muestra de control también se producirán efectos como consecuencia de la interrelación entre ambas muestras.

En las investigaciones más recientes la volatilidad se estima con modelos de la familia GARCH. En estos trabajos el contraste del efecto del mercado de futuros se realiza mediante la inclusión en el modelo de una variable cualitativa que toma valor unitario en el período de existencia

⁴MMI es el Major Market Index que incluye a 20 valores. El contrato de futuros sobre ese índice fue introducido en 1984.

del mercado de futuros. Este es el caso, por ejemplo, de los trabajos de Chan y Karolyi (1991) y de Baldauf y Santoni (1991). En ambos casos se concluye que la volatilidad no ha variado significativamente tras la introducción del mercado de futuros.

Otro grupo de trabajos utiliza los modelos de la familia GARCH con el fin de encontrar si se ha producido un cambio estructural que afecta a todos los parámetros del modelo y, en particular, a la persistencia de la volatilidad. Lee y Ohk (1992) y Antoniou y Holmes (1995) encuentran que tras la puesta en funcionamiento del mercado de futuros se redujo la persistencia de la volatilidad. En el primer caso utilizaron un conjunto de mercados de renta variable, mientras que en el segundo el mercado objeto de análisis fue el inglés. Estos autores interpretan este resultado como evidencia favorable a una ganancia de eficiencia del mercado, en el sentido de que aumenta la velocidad a la cual se transmite la información a los precios. En cambio, Baldauf y Santoni (1991) no encuentran ningún cambio estructural en los parámetros del modelo tras el desarrollo de la negociación programada en el mercado americano.

En otros trabajos se introduce en el modelo temporal explicativo de la volatilidad una variable relacionada con el nivel de contratación en el mercado de futuros en términos absolutos (Board et al. (1992)), o relativos (Ayuso y Núñez (1995) y Ayuso et al (1996)). En Board et al (1992) se encuentra una relación directa contemporánea entre el volumen de derivados y la volatilidad al contado en el mercado bursátil de Londres. En Ayuso y Núñez (1995) se encuentra una relación inversa entre el volumen de negociación relativa derivado-contado retardada un período y la volatilidad al contado en el mercado español de deuda pública. Estos mismos resultados se confirman en Ayuso et al (1996) para el mercado interbancario de Madrid. En cambio, encuentran que el coeficiente que mide ese efecto es positivo en el caso del mercado de renta variable, aunque éste no es estadísticamente significativo.

Finalmente, otros autores realizan un análisis de causalidad. Bhattacharya et alia (1986) realizan un contraste de causalidad entre la volatilidad del futuro y la del contado para valores de renta fija y encuentran que la volatilidad del primer mercado causa a la del segundo. Darrat y Rahman (1995) realizan un contraste de causalidad entre la actividad del mercado de futuros sobre el índice S&P 500 y la volatilidad del contado, no encontrando ningún efecto significativo.

Las medidas de volatilidad utilizadas en la literatura son muy diversas. La más común es la volatilidad incondicional, estimada como la varianza muestral de los rendimientos calculados sobre intervalos temporales diferentes, siendo lo más habitual la utilización de rendimientos diarios, aunque en algunos trabajos se miden los rendimientos sobre varios horizontes temporales. En este caso, se suele encontrar que los efectos tienden a desaparecer con la longitud del intervalo. Más recientemente, la volatilidad se suele estimar como la varianza condicional que se obtiene de los modelos de la familia GARCH. En otros trabajos la volatilidad se calcula a partir de la diferencia entre el precio máximo y mínimo dentro de una sesión, como hace, por ejemplo, Santoni (1987). Uno de los estudios más completos en este sentido es el de Board et alia (1992) quienes realizan los contrastes estadísticos sobre una amplia gama de medidas de volatilidad que incluye, además de las anteriores, algunas medidas del nivel de actividad y de su volatilidad y la desviación típica de los saltos (jumps) definidos como una variable que toma valor cero cuando los rendimientos no superan un determinado valor crítico y el nivel de éstos en otro caso. Asimismo, la medida de volatilidad utilizada por Darrat y Rahman (1995) se define como la frecuencia con la que se producen variaciones de precios que superan una determinada banda.

3. Breve historia del desarrollo y funcionamiento del mercado de futuros y opciones sobre el Índice Ibx 35

Los contratos de futuros y opciones sobre el índice Ibx 35 empezaron a negociarse el 14 de enero de 1992 en el mercado MEFF RV. La expansión de la contratación durante sus ya más de siete años de existencia ha sido considerable. En términos relativos, es destacable que en tan sólo seis meses el volumen de actividad de este mercado llegó a representar la mitad de la negociación del mercado al contado, y logró superarlo a partir de mediados del año 1994. Posteriormente, entre 1995 y 1998 la negociación con derivados osciló entre 1,3 y 2 veces el volumen del contado. Por tipos de contratos destaca la actividad de los futuros frente a las opciones, con un peso en la negociación total alrededor de las tres cuartas partes.

La estructura de la negociación en el mercado MEFF RV es similar a la del mercado bursátil. Es decir, se trata de un mercado electrónico dirigido por órdenes en el que las órdenes recibidas por el sistema se acumulan teniendo preferencia aquellas que presentan un mejor precio

y, a igualdad de precios, tienen preferencia las más antiguas. De todas formas, al igual que en el mercado bursátil, es posible la liquidación de operaciones acordadas fuera del mecanismo de concentración de órdenes, siempre que hayan sido comunicadas al mercado y los precios se encuentren comprendidos dentro de unos límites. En la práctica, en ambos mercados la mayor parte de la negociación se canaliza a través del sistema de concentración de órdenes.

El vencimiento de los contratos de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35 se produce mensualmente. El índice subyacente de estos contratos está formado por una cesta móvil de 35 valores, revisable semestralmente según el volumen de negociación regular en el período previo a la revisión. Este índice no está corregido ni por dividendos ni por ampliaciones de capital, y los valores ponderan según su capitalización.

4. Tratamiento de la información

La base de datos con la que se ha contado fue facilitada por la CNMV y está formada por información diaria tanto del mercado bursátil de renta variable como del mercado de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35. La información referente al primer mercado incluye: el volumen (en títulos y en pesetas) y el precio de cierre de todos los valores admitidos a negociación en el mercado continuo entre las fechas 19/04/90⁵ y 31/12/94. Para aquellos valores admitidos con posterioridad al 19/04/90, la primera fecha disponible coincide con la incorporación a este mercado. Adicionalmente, se dispone del valor máximo y mínimo del índice Ibex 35 a partir del 15/10/90.

La información referente al mercado MEFF RV incluye el número de contratos de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35 negociados. En este caso la muestra disponible cubre el período comprendido entre el inicio de la negociación de dichos contratos (14/01/92) y el 31/12/94.

Finalmente, se dispone del importe bruto de los dividendos de todos los valores de la muestra, así como de los precios de los derechos de suscripción correspondientes a las ampliaciones de capital.

⁵Desafortunadamente, no disponemos de datos diarios anteriores a esa fecha. De todas formas, una elevada proporción de los valores objeto de análisis empezó a cotizar en el mercado continuo durante 1990. Por tanto, la utilización de datos anteriores a abril de 1990 llevaría a tomar datos de los mercados de corros, lo cual no parece recomendable una vez que existe evidencia de un cambio estructural a raíz de la incorporación de los valores al mercado continuo (Urrutia (1990)).

Con la información anterior se calcularon las rentabilidades diarias corregidas de ampliaciones de capital y de dividendos para todos los valores de la muestra, calculadas como variaciones porcentuales, y la corrección se efectuó sumando al precio de la acción el importe del dividendo bruto o el primer precio del derecho de suscripción (o su valor teórico, en el caso de no estar disponible aquél) en las fechas en las que se han producido aquellas operaciones.

A partir de los rendimientos individuales corregidos, se han generado los rendimientos de seis carteras, construidas todas con una composición variable. La cartera Ibx 35 está formada por los 35⁶ valores que en cada momento componen dicho índice, y éstos se ponderan por la capitalización a mitad de cada uno de los subperíodos de revisión en su composición⁷. Las restantes carteras —C1, C2, C3, C4 y C5— están compuestas cada una de ellas por siete valores y se forman al agrupar los 35 valores según el tamaño de las sociedades emisoras medido por su capitalización bursátil: la cartera C1 incluye los valores de las 7 sociedades mayores, y la cartera C5 los de las 7 menores. La revisión de la composición de dichas carteras y las ponderaciones responden a los mismos criterios que los que se han descrito para la cartera Ibx 35. La primera observación que se toma en todas las carteras corresponde al 17/07/90, que es la primera fecha en la que todos los valores incluidos negociaban en el mercado continuo.

Además de las carteras anteriores, se han generado los rendimientos de dos carteras adicionales (G1 y G2), caracterizadas porque su composición y ponderaciones son fijas y por incluir valores que han pertenecido durante todo el período de análisis al índice Ibx 35⁸. La ponderación es la misma para todos los valores. En concreto, la cartera G1 agrupa a los valores que han formado parte mayoritariamente de las carteras C1 a C3, mientras que la cartera G2 agrupa al resto de los valores que han pertenecido siempre al índice Ibx 35⁹.

⁶En todos los contrastes realizados se toma esta cartera y no el índice oficial ya que este último índice no está corregido por ampliaciones de capital o pago de dividendos.

⁷La revisión de la composición se realiza cada seis meses desde 1992. Anteriormente, en 1991 se realizaron tres revisiones, y en 1990 la composición fue única

⁸La razón de generar estas carteras con dichas características responde, como se verá más adelante, a la realización de algunos contrastes de robustez de los resultados.

⁹En el anexo se describen las principales características de las carteras utilizadas en este trabajo y se incluye la composición de estas cuatro últimas.

5. Metodología

En esta sección se describen los dos elementos metodológicos característicos de este trabajo que lo distinguen de otros previos. Estos elementos son el análisis por carteras y la utilización de dos medidas alternativas de volatilidad.

5.1 *Análisis diferencial por carteras*

En todos los análisis realizados en este trabajo, siempre que esté disponible la información, se distinguen los resultados para cada una de las seis carteras básicas del análisis: Ibex 35 y C1 a C5. Esta diferenciación por carteras creemos que es relevante ya que, tal como se motiva en los párrafos siguientes, podría esperarse un mayor impacto de los eventuales efectos desestabilizadores sobre los valores con mayor ponderación en el índice¹⁰, mientras que el impacto de los efectos estabilizadores sería más uniforme sobre todos los valores, o incluso, mayor sobre los valores con menor ponderación. Dicha característica permitirá aproximar mejor el impacto de los derivados ya que, además de contrastar si se produce un aumento de la volatilidad, se podrá contrastar si dicho aumento es mayor en las carteras en las que esperamos que el impacto sea más intenso.

Recuérdese que los defensores de los efectos desestabilizadores argumentan que éstos se originan en el mercado de derivados y se transmiten al contado a través de las operaciones de arbitraje. En este sentido, los mayores efectos desestabilizadores se deberían concentrar entre los valores que formen parte de las operaciones de arbitraje. La clasificación de los valores en las cinco carteras según su ponderación en el índice creemos que permite separar a los valores según la probabilidad de que sean incluidos en las operaciones de arbitraje. Esta tesis se apoya en el hecho de que los arbitrajistas a la hora de realizar sus operaciones eligen aquel grupo de valores tal que, garantizando una correlación suficientemente elevada con el índice, minimizan los costes de transacción. Dichas condiciones les llevarán a incluir a los valores con mayor ponderación en el índice ya que con éstos será mayor la probabilidad de que satisfagan las dos condiciones: reducidos costes de transacción y correlación elevada con el índice. Como evidencia del primer aspecto puede consultarse Blanco (1999), donde se encuentra

¹⁰ Debe notarse que, como los valores ponderan en el índice Ibex 35 según su capitalización, la clasificación de éstos por capitalización es equivalente a su ordenación por ponderación.

una relación inversa entre los costes de transacción y el tamaño de las sociedades. La segunda condición cabría esperar que se satisficiera porque los valores del índice Ibex 35 se ponderan por capitalización. Esta impresión es confirmada por la evidencia contenida en el Cuadro 1, donde se muestra que la correlación de los rendimientos de las carteras con los del Ibex 35 es máxima para la cartera C1. La elevada correlación que exhibe dicha cartera (97,6%) muestra que los arbitrajistas pueden replicar con un pequeño margen de error los movimientos del índice sin necesidad de utilizar los 35 valores.

CUADRO 1
Estadística descriptiva de las carteras C1 a C5

	C1	C2	C3	C4	C5
Peso medio en la capitalización (%)	59,7	20,4	10,5	6,1	3,3
Peso medio en volumen (%)	52,8	16,6	13,8	9,5	7,4
Correlación rendimientos con Ibex 35 (%)	97,6	91,0	89,3	85,3	79,8

Construcción de las carteras. Ibex 35 es la cartera formada por los valores integrantes de dicho índice, reestimada con corrección por dividendos y ampliaciones de capital.

Las carteras C1 a C5 son carteras móviles, compuestas cada una de ellas por 7 valores y ordenadas según su capitalización, de manera que C1 integra los valores de las 7 sociedades mayores y C5 los de las 7 menores. La ponderación se ha hecho por capitalización

Por lo que respecta a los efectos estabilizadores, los argumentos que se suelen utilizar apuntan como origen de éstos a la mayor liquidez generada en el mercado al contado a consecuencia de la posibilidad de poder realizar coberturas más baratas de las carteras. En principio, todos los valores del índice se verían beneficiados por este efecto. Podría, incluso, defenderse un efecto más importante para los valores de menor ponderación, al ser éstos los que partían de una liquidez mucho más reducida^{11,12}. En este sentido, la correlación entre los rendimientos de las carteras formadas con valores de menor ponderación y los del índice parece lo suficientemente elevada (85,3% para la cartera C4 y 79,8% para la cartera C5) como para garantizar unas coberturas razonables. La mayor facilidad de cubrir riesgos podría animar a que algunos inversores fueran menos reticentes a incluir esta clase de valores en sus carteras, aumentando de esta manera la demanda de los mismos y, en consecuencia, su liquidez.

En conclusión, los argumentos de los dos párrafos anteriores permiten

¹¹ En Blanco (1999) se encuentra un efecto tamaño muy importante en la liquidez, en el sentido de que los valores de sociedades mayores y, por lo tanto, con mayor ponderación en el índice, son los más líquidos.

¹² Agradezco a un evaluador anónimo por sugerirme esta hipótesis.

esperar que los eventuales efectos estabilizadores se detectarán más claramente en las carteras formadas por valores de menor ponderación en el índice, mientras que los posibles efectos desestabilizadores se apreciarán con mayor nitidez en las carteras formadas por valores con mayor ponderación. No obstante, debe advertirse que la existencia de un patrón de comportamiento entre las diferentes carteras puede reflejar, además del impacto diferencial de la introducción de los derivados, otros factores ligados a un comportamiento sectorial, ya que los valores de mayor capitalización se concentran en los sectores bancario y eléctrico, mientras que los de menor capitalización se concentran en otros sectores como el industrial o el de la construcción.

5.2 Medidas alternativas de volatilidad

La medida más tradicional de volatilidad utilizada en la literatura financiera es la varianza incondicional, estimada como la varianza muestral de los rendimientos. Esta forma de estimación se basa en el supuesto implícito de que los rendimientos siguen una distribución normal con varianza constante. Sin embargo, empíricamente dicho supuesto no se verifica, ya que la distribución de los rendimientos suele ser asimétrica y leptocúrtica. Dadas las limitaciones de esta medida de volatilidad, en este trabajo se ha optado por utilizar medidas de volatilidad que recogen las principales características empíricas de los rendimientos.

La primera medida de volatilidad que se utiliza se obtiene a partir de la estimación de un modelo de la familia GARCH. En la literatura se ha encontrado que estos modelos capturan muy bien muchas de las características que exhiben los rendimientos de los activos financieros y, en particular, los valores de renta variable. Así, por ejemplo, estos modelos recogen, además del exceso de curtosis en comparación con la normal, otras características como la elevada variabilidad que presenta la varianza, así como su persistencia, entendida ésta como el hecho de que movimientos elevados de los precios tienden a ir seguidos por variaciones igualmente elevadas, y viceversa. Otra ventaja de estos modelos es que, como subproducto, se obtienen estimaciones diarias de la volatilidad condicional. De esta manera, es posible introducir en el modelo una variable que recoja la importancia relativa de los derivados.

La segunda medida, a la que se denominará volatilidad intradía, se calcula a partir de los precios máximos y mínimos dentro de la sesión. Esta medida fue propuesta por Parkinson (1980), con la denomina-

ción de estimador del valor extremo, como estimador alternativo de la varianza de los rendimientos. Este autor mostró que, bajo ciertas condiciones, este estimador era 5 veces más eficiente que el tradicional. En este trabajo se incorpora dicha medida porque, al calcularse a partir de información intradía, permite recoger los movimientos de precios a un plazo más breve que el diario. La motivación de incluir esta perspectiva tan a corto plazo en el análisis responde a que a menudo se argumenta que el efecto de los derivados se manifiesta, fundamentalmente, cuando se mide la volatilidad con intervalos de tiempo muy reducidos. En cualquier caso, el hecho de que esta medida se calcule con información diferente a la que se utiliza con la otra medida permite disponer de un conocimiento más amplio del comportamiento de la volatilidad tras la introducción de los derivados.

Una vez que se dispone de las dos mediciones de la volatilidad, el análisis del impacto de los derivados se estudia introduciendo, en los modelos explicativos de la volatilidad, una variable que mide la importancia relativa de los derivados. Este enfoque permite que el efecto de los derivados dependa de la importancia relativa de éstos, y pensamos que aísla, en cierta medida, el impacto de los derivados de otros factores que hayan podido influir sobre la volatilidad del contado. Adicionalmente, en el caso de la volatilidad estimada a partir de los modelos de la familia GARCH, se estudia cómo se han modificado los parámetros del modelo después de la introducción de los mercados de derivados.

6. Resultados empíricos

6.1 *Volatilidad estimada con datos de cierre*

La modelización de los rendimientos calculados a partir de datos de cierre se realiza en dos etapas. En primer lugar, se estima el modelo de la media y con los residuos de este modelo se estima el modelo de la varianza.

6.1.1. El modelo de la media de los rendimientos

Habitualmente, se encuentra que los rendimientos diarios de los valores bursátiles presentan algún tipo de estacionalidad semanal, así como autocorrelación positiva. En el mercado español, en Peiró (1994) puede encontrarse evidencia de la estacionalidad semanal, mientras que en León y Mora (1996) se encuentra evidencia de autocorrelación de primer orden. En este trabajo, la modelización de estos efectos se re-

aliza en dos etapas. Primeramente, se regresan los rendimientos de las carteras sobre cinco variables cualitativas indicativas del día de la semana. Posteriormente, los residuos de esta regresión se regresan sobre varios retardos con el fin de generar series de innovaciones de los rendimientos, donde el número de retardos se especifica a partir de un contraste de razón de verosimilitudes, partiendo de un modelo inicial con 5 retardos.

En el Cuadro 2 aparecen los resultados del ejercicio anterior para las seis principales carteras que se utilizan en este trabajo. Se observa que, en todos los casos, el modelo se especifica con un solo retardo. Según el contraste de autocorrelación robusto a heteroscedasticidad propuesto por Wooldridge (1991), el número de retardos considerados es suficiente para eliminar la autocorrelación de los rendimientos. Asimismo, se observa que el coeficiente de autocorrelación parece guardar una relación inversa con el tamaño de las sociedades de las carteras, lo que, probablemente, se debe a la menor liquidez de los valores de menor tamaño¹³.

CUADRO 2
Modelización de la ecuación de la media

Cartera	ρ_1 (error estandar)	Q(10)(p valor)
Ibex 35	0,099 (0,049)	2,97 (0,98)
C1	0,088 (0,047)	3,14 (0,98)
C2	0,081 (0,053)	7,32 (0,69)
C3	0,112 (0,054)	4,83 (0,90)
C4	0,137 (0,044)	4,38 (0,90)
C5	0,160 (0,047)	7,14 (0,71)

El modelo estimado es el siguiente. $u_{it} = \rho_0 + \rho_1 u_{it-1} + \varepsilon_{it}$, donde u_{it} es el rendimiento desestacionalizado de la cartera i , aproximado como el residuo de la regresión del rendimiento de la cartera i sobre cinco variables cualitativas indicativas del día de la semana

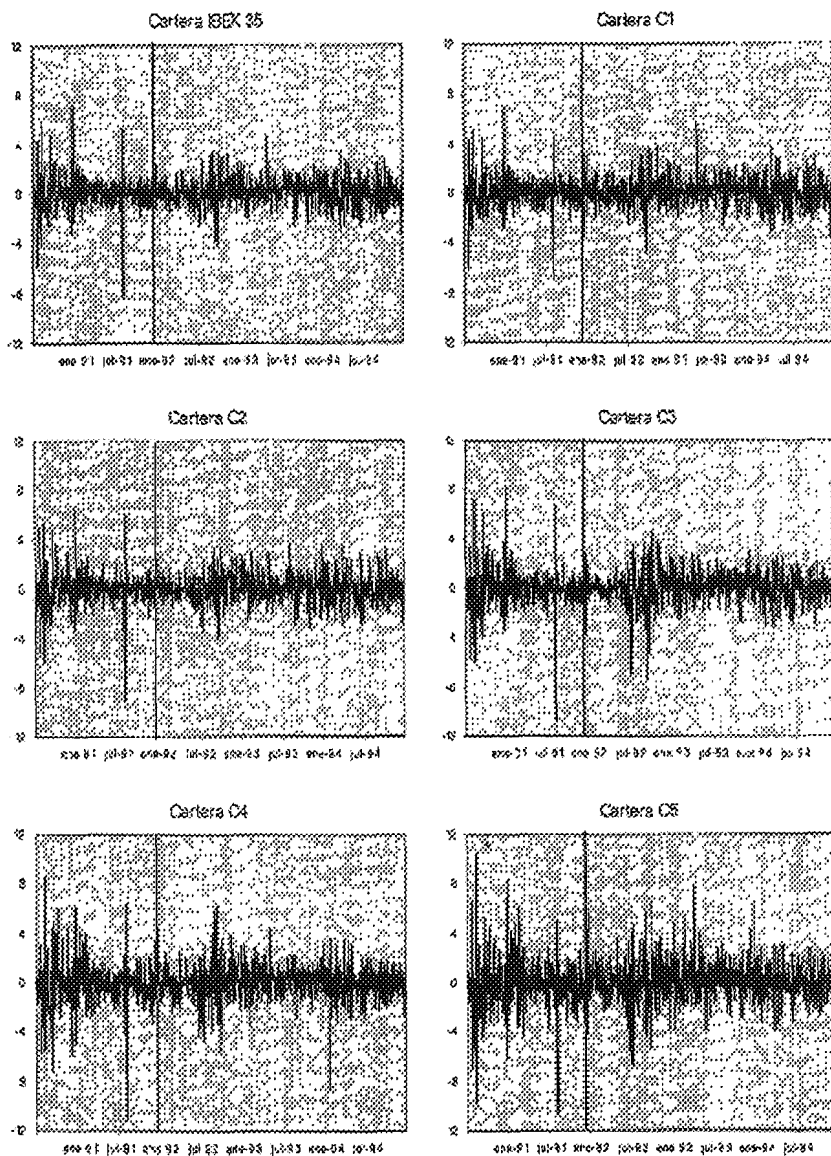
Para obtener información sobre la construcción de las carteras véanse los comentarios del cuadro 1.

Errores estándar corregidos por heteroscedasticidad [White (1980)], Q(10) es el contraste de autocorrelación, de hasta orden 10, robusto a heteroscedasticidad, que fue propuesto por Wooldridge (1991), cuya distribución asintótica es una χ^2 con 10 grados de libertad.

En el Gráfico 1 se representan las series de innovaciones en los rendimientos diarios que se obtienen una vez que se elimina la estacionalidad semanal y la autocorrelación. Estas series son las que se toman para la modelización de la varianza de los rendimientos. Una primera característica que llama la atención en estos gráficos es la mayor frecuencia de valores extremos en los rendimientos durante el período anterior a la

¹³En Blanco (1999) se encuentra evidencia de una clara relación directa entre tamaño y liquidez.

GRÁFICO 1
Innovaciones en los rendimientos diarios (en %)



Las innovaciones de los rendimientos son los residuos de la regresión de los rendimientos desestacionalizados (eliminando la estacionalidad semanal) sobre un retardo de éstos. La línea vertical corresponde a la fecha en la que empezó a operar el mercado de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35 (14/1/92).

introducción del mercado de derivados. Dichos movimientos se pueden identificar con algunos sucesos conocidos que tuvieron un gran impacto en la mayoría de los mercados internacionales como, por ejemplo, la invasión de Kuwait por parte de Irak en agosto de 1990, la guerra del Golfo en enero de 1991 y el intento de golpe de estado en Rusia en agosto de 1991.

6.1.2. El modelo de la varianza

La varianza condicional de los rendimientos de los activos financieros se suele estimar a partir de los modelos de la familia GARCH. En el modelo ARCH(p), propuesto originalmente por Engle (1982), la varianza condicional de las innovaciones en los rendimientos se escribe como una función lineal de p retardos del cuadrado de dichos rendimientos. Posteriormente, Bollerslev (1986) introdujo el modelo GARCH(p,q) donde la varianza condicional se escribe como una función lineal de p retardos del cuadrado de las innovaciones en los rendimientos de q retardos de la varianza condicional.

Empíricamente, los modelos GARCH han funcionado muy bien, siendo el GARCH(1,1) uno de los más utilizados. Sin embargo, estos modelos no recogen algunas de las características que se observan en algunas series de rendimientos como, por ejemplo, la existencia de un efecto asimétrico de las perturbaciones sobre varianza condicional, que consiste en que el impacto de las perturbaciones negativas es mayor que el de las positivas. Uno de los modelos que recogen dicho efecto es el conocido como EGARCH, que fue propuesto por Nelson (1991), donde el logaritmo de la varianza condicional se escribe como una función lineal de un retardo de ésta, de la innovación del rendimiento normalizado por el error estándar condicional y del valor absoluto del término anterior. No obstante, el modelo EGARCH suele ser demasiado sensible a la existencia de observaciones extremas. Otro modelo que recoge el efecto asimétrico es el propuesto por Glosten, Jagannathan y Runkle (1993) (GJR, en adelante), que generaliza el modelo GARCH(1,1) incluyendo un nuevo término. Este modelo se formula de la siguiente forma:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad [1]$$

donde h_t es la varianza condicional de las innovaciones en los rendimientos en t , ε_{t-1}^2 es el cuadrado de dichos rendimientos en $t-1$ y S_{t-1}^- es una variable cualitativa que toma el valor nulo cuando ε_{t-1} es positivo o cero y valor unitario en otro caso. En este modelo el coeficiente λ recoge el efecto asimétrico.

Además de los modelos asimétricos, en la literatura se han desarrollado otros modelos que permiten una relación no lineal entre la varianza y sus determinantes. Recientemente, Hentschel (1995) mostró que la mayoría de estos modelos formaban parte de una familia, de manera que cada uno ellos era un caso particular de un modelo más general.

Los modelos de la familia GARCH se han venido estimando mayoritariamente suponiendo que los rendimientos condicionados siguen una distribución normal. Sin embargo, la evidencia empírica muestra que este supuesto no se suele satisfacer ya que éstos exhiben leptocurtosis. La evidencia disponible para el índice Ibex 35 parece confirmar este resultado (León y Mora (1996)). Para recoger dicha característica de los datos, algunos autores como Nelson (1991) y León y Mora (1996), han utilizado funciones de distribución leptocúrticas como la t de Student o la exponencial generalizada.

La elección del modelo de referencia que se utiliza en las estimaciones de este trabajo se realiza a partir de la comparación de los siguientes modelos alternativos: ARCH(1), ARCH(2), GARCH(1,1) y el modelo de GJR. Para cada uno de estos modelos se han probado dos distribuciones diferentes: la normal y la t de Student. Las innovaciones de los rendimientos se toman de los residuos del modelo de la media de la cartera Ibex 35. La superioridad relativa de los diferentes modelos se compara mediante un contraste de razón de verosimilitudes ya que se trata de modelos anidados.

En el Cuadro 3 se muestra el valor máximo del logaritmo de la función de verosimilitud, así como los contrastes de razón de verosimilitudes que se obtienen al comparar los diferentes modelos. Concretamente, dichos contrastes comparan los distintos modelos GARCH dada la función de distribución, y para un mismo modelo GARCH comparan las dos distribuciones alternativas¹⁴. Los resultados de estos contrastes indican que la distribución t es superior a la distribución normal, independientemente de la modelización de la estructura autorregresiva elegida. Por otra parte, el modelo propuesto por GJR es superior al resto a los niveles habituales de significación. Así pues, el modelo de GJR y la distribución t parecen ser los que mejor se ajustan a los rendimientos de la cartera Ibex 35.

¹⁴En este último caso, la hipótesis nula del contraste es que el inverso de los grados de libertad es igual a cero. En consecuencia, se trata de un contraste de una cola ya que dicho parámetro solo puede tomar valores positivos.

CUADRO 3
Modelizaciones alternativas de la varianza condicional

Modelo	Distribución	l_{MV}	LR1 (p valor)	LR2 (p valor)
ARCH(1)	Normal	3.410,4	79,92 (0,00)	-
ARCH(2)	Normal	3.420,6	59,54 (0,00)	-
GARCH(1,1)	Normal	3.439,9	21,08 (0,00)	-
GJR	Normal	3.450,4	-	-
ARCH(1)	t de Student	3.467,7	53,92 (0,00)	114,6 (0,00)
ARCH(2)	t de Student	3.473,8	41,66 (0,00)	106,4 (0,00)
GARCH(1,1)	t de Student	3.490,1	9,14 (0,00)	100,4 (0,00)
GJR	t de Student	3.494,7	-	88,6 (0,00)

En las diferentes modelizaciones se toman los residuos que se obtienen de la estimación de la ecuación de la media de los rendimientos de la cartera Ibex 35

l_{MV} : logaritmo de la función de verosimilitud

LR1: contraste de razón de verosimilitudes $LR=2[l_{sr}-l_r]$, donde l_{sr} y l_r son, respectivamente, los logaritmos de la función de verosimilitud del modelo sin restringir y del modelo restringido. El modelo sin restringir es GJR, y el restringido es el modelo de la fila correspondiente, ambos estimados con el mismo tipo de función de distribución. Este contraste sigue una distribución asintótica χ^2 con tantos grados de libertad como diferencia de parámetros entre los dos modelos.

LR2: contraste de razón de verosimilitudes, donde el modelo sin restringir es el que toma la función de distribución t y el restringido es el que toma la distribución normal y ambos con la misma estructura GARCH. Concretamente, la restricción que impone el modelo con distribución normal es que la inversa de los grados de libertad es cero. Este contraste sigue una distribución asintótica χ^2 con un grado de libertad, y se trata de un contraste de una sola cola ya que los grados de libertad solamente pueden tomar valores positivos.

GJR es modelo asimétrico propuesto por Glosten, Jagannathan y Runkle (1993)

El valor inicial de la varianza condicional se estima como un parámetro más del modelo

6.1.3. Cambios en la varianza condicional tras la aparición del mercado de derivados

En el Cuadro 4 aparecen los resultados de la estimación del modelo GJR con distribución t para las seis carteras básicas del análisis. Igualmente, aparecen algunos contrastes de especificación. El valor inicial de la varianza condicional, que se ha estimado como un parámetro más del modelo, no se ofrece dada la escasa relevancia del mismo.

Además del estadístico de Ljung-Box para el cuadrado de los residuos normalizados, habitualmente utilizado para el contraste de especificación de los modelos de varianzas condicionales, se añaden los tres estadísticos propuestos por Engle y Ng (1993), los cuales tienen, según estos autores, mayor poder en la detección de especificaciones erróneas relacionadas con los efectos asimétricos. Estos contrastes son: el de asimetría, el de no linealidad positiva y el de no linealidad negativa, y se definen, respectivamente, como el estadístico t del coeficiente de la regresión del cuadrado de los residuos normalizados sobre la variable cualitativa S_{t-1}^- , sobre el producto $(1 - S_{t-1}^-)\varepsilon_{it-1}$, y sobre el producto

$S_{t-1}^- \varepsilon_{it-1}$. La distribución de estos tres contrastes es una t de Student. Los resultados de los contrastes parecen indicar que los modelos están correctamente especificados, ya que ninguno de ellos es significativo a los niveles de significación habituales.

CUADRO 4
Estimación del modelo GJR

Parametro/ Contraste	Ibex 35	C1	C2	C3	C4	C5
$10^4 \alpha_0$	0,102 (0,033)	0,126 (0,043)	0,111 (0,035)	0,084 (0,026)	0,133 (0,042)	0,300 (0,089)
α_1	0,068 (0,032)	0,049 (0,029)	0,098 (0,034)	0,121 (0,036)	0,089 (0,033)	0,071 (0,031)
λ	0,115 (0,045)	0,123 (0,047)	0,118 (0,049)	0,084 (0,045)	0,077 (0,041)	0,178 (0,057)
β	0,800 (0,046)	0,798 (0,051)	0,776 (0,045)	0,796 (0,034)	0,819 (0,038)	0,752 (0,050)
v	7,530 (1,017)	7,029 (0,991)	6,109 (0,845)	6,520 (0,856)	6,190 (0,804)	7,319 (1,136)
l	3.494,7	3.468,4	3.461,5	3.394,8	3.202,1	2.996,3
$Q2(10)$	2,19 (0,99)	4,74 (0,91)	1,84 (1,00)	0,90 (1,00)	2,00 (0,99)	1,63 (1,00)
S	-0,11 (0,91)	-0,04 (0,97)	0,27 (0,79)	0,76 (0,45)	0,59 (0,56)	0,80 (0,42)
P	-0,16 (0,87)	0,20 (0,84)	-0,19 (0,85)	-0,31 (0,76)	0,04 (0,97)	-0,03 (0,98)
N	0,14 (0,89)	0,47 (0,64)	0,02 (0,98)	-0,02 (0,98)	-0,35 (0,73)	-0,38 (0,70)

El modelo estimado es el siguiente. $\varepsilon_{it} | \Omega_{t-1} \sim t_v(0, h_{it})$, $h_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{it-1}^2 + \lambda S_{it-1}^- \varepsilon_{it-1}^2 + \beta h_{it-1}$, donde ε_{it} es la innovación en el rendimiento de la cartera i en $t-1$, S_{it-1}^- es una variable cualitativa que toma el valor nulo cuando ε_{it-1} es positivo o nulo y valor unitario en otro caso y $t_v(0, h_{it})$ es la distribución t de Student con v grados de libertad con media cero y varianza h_{it} . Las innovaciones en los rendimientos se toman de los residuos de la ecuación de la media. El valor inicial de la varianza condicional se estima como un parámetro más del modelo.

Para obtener información sobre la construcción de las carteras véanse los comentarios del cuadro 1.

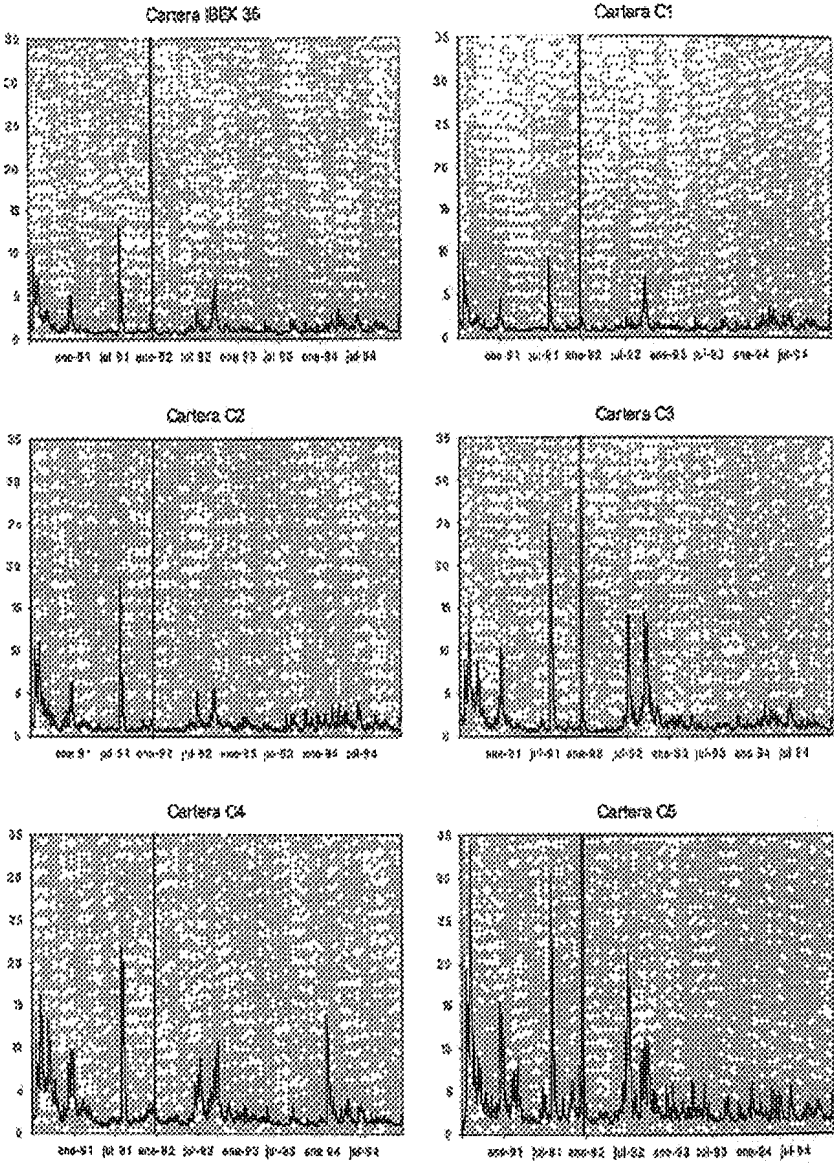
l es el logaritmo del valor máximo de la función de verosimilitud, $Q2(10)$ es el estadístico de Ljung-Box para 10 retardos para las innovaciones al cuadrado, su distribución es una χ^2 con diez grados de libertad. S , P y N son, respectivamente, los contrastes de asimetría, no linealidad positiva y no linealidad negativa propuestos por Engle y Ng (1994), su distribución bajo la hipótesis de ausencia de tales efectos es una t de Student.

Entre paréntesis figura el error estándar en el caso de los parámetros y el p -valor en el caso de los contrastes.

En cuanto a las estimaciones, una característica destacable es que el parámetro que recoge el efecto asimétrico (λ) no sólo es, al menos al 10%, significativo para todas las carteras estimadas, sino que, en la mayoría de los casos, es incluso superior al parámetro que recoge el efecto de las perturbaciones positivas (α_1). Esta característica pone de manifiesto la importancia que parece tener el efecto asimétrico en el mercado español de renta variable.

En el Gráfico 2 se representan las estimaciones diarias de las volatilidades obtenidas con el modelo anterior para cada una de las carteras objeto de análisis. Dichas estimaciones presentan algunas características comunes en todas las carteras. Así, se aprecia una elevada variabilidad temporal de las estimaciones, junto con la existencia de algunos episodios breves durante los cuales la volatilidad registra valores extremos.

GRÁFICO 2
Volatilidad estimada con el modelo GJR ($\times 10^4$)



La volatilidad se ha estimado como la varianza condicional que se obtiene del modelo GJR. La línea vertical corresponde a la fecha en la que empezó a operar el mercado de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35 (14.1.92).

Dichos episodios se pueden identificar con la aparición de algunos sucesos. Durante el período anterior a la introducción del mercado de derivados los tres episodios de volatilidad más importantes coinciden con la invasión iraquí de Kuwait en agosto de 1990, con el inicio de la guerra del Golfo en enero de 1991, y con el intento de golpe de estado en Rusia en agosto de 1991. Durante el período posterior a la creación de aquel mercado, el único episodio de volatilidad destacable es el que se produjo durante el verano de 1992 como consecuencia de la crisis del SME.

Gráficamente no se aprecia ninguna tendencia claramente definida en la volatilidad tras la aparición del mercado de derivados. Así, pues, el análisis de los cambios en la volatilidad entre esos dos períodos debe de estudiarse más formalmente. Con este fin se estudia, primeramente, si se ha producido algún cambio estructural en la estimación de los parámetros del modelo tras la aparición del mercado de derivados. Ya se ha discutido anteriormente la dificultad de identificar los posibles cambios encontrados con la creación de aquel mercado. Sin embargo, los resultados de este análisis pueden ser interesantes para conocer las características del proceso que sigue la volatilidad en los dos subperíodos y, especialmente, la posible existencia de comportamientos diferenciales por carteras.

En el Cuadro 5 se muestran los resultados de la estimación del modelo GJR para cada una de las carteras del análisis, distinguiendo los dos subperíodos relevantes (antes y después de la aparición del mercado de derivados). Tal como puede observarse, la dirección del cambio en los coeficientes entre los dos períodos es muy similar en todas las carteras. Sin embargo, la hipótesis de cambio estructural se rechaza para la mayoría de las carteras, con la excepción de la cartera C3 (al 5%) y la cartera C2 (al 10%). El contraste de cambio estructural que se utiliza es el de razón de verosimilitudes $LR = 2[l_1 + l_2 - l_T]$, donde l_1 , l_2 y l_T son, respectivamente, los valores máximos de la función de verosimilitud correspondientes a las estimaciones de los subperíodos 1 y 2 y del período completo. La distribución asintótica de este contraste bajo la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural es una χ^2 con 6 grados de libertad.

En cuanto a las variaciones de los parámetros entre los dos subperíodos, se detecta un aumento del parámetro que recoge los grados de libertad de la distribución $t(v)$. Es decir, que la distribución condicional de los rendimientos es menos leptocúrtica durante el segundo sub-

CUADRO 5
Estimación del modelo GJR en dos subperíodos

Parámetro/ Contraste	IBEX 35		C1		C2		C3		C4		C5	
	Antes	Después	Antes	Después	Antes	Después	Antes	Después	Antes	Después	Antes	Después
$10^4\alpha_0$	0,145 (0,068)	0,097 (0,047)	0,216 (0,105)	0,142 (0,062)	0,157 (0,072)	0,019 (0,012)	0,230 (0,092)	0,015 (0,009)	0,150 (0,083)	0,079 (0,041)	0,282 (0,148)	0,242 (0,112)
α_1	0,140 (0,083)	0,041 (0,032)	0,094 (0,075)	0,036 (0,032)	0,194 (0,100)	0,037 (0,017)	0,259 (0,123)	0,050 (0,023)	0,102 (0,064)	0,068 (0,033)	0,131 (0,077)	0,039 (0,028)
λ	0,114 (0,105)	0,113 (0,051)	0,123 (0,107)	0,138 (0,061)	0,119 (0,123)	0,045 (0,025)	0,097 (0,142)	0,047 (0,026)	0,163 (0,088)	0,022 (0,036)	0,202 (0,104)	0,129 (0,065)
β	0,721 (0,082)	0,822 (0,065)	0,695 (0,106)	0,787 (0,074)	0,695 (0,085)	0,929 (0,022)	0,631 (0,083)	0,920 (0,018)	0,796 (0,059)	0,879 (0,043)	0,736 (0,078)	0,810 (0,066)
v	5,031 (0,865)	12,821 (4,277)	4,943 (0,902)	10,281 (2,622)	4,033 (0,708)	9,606 (3,889)	4,137 (0,725)	13,519 (6,752)	4,376 (0,850)	8,507 (1,676)	5,608 (1,230)	9,517 (2,481)
10^4VIN	1,766	1,210	1,444	1,322	3,026	1,653	3,778	2,414	7,715	1,879	8,837	2,797
LR	7,35 (0,29)		5,82 (0,44)		11,91 (0,07)		21,85 (0,00)		7,47 (0,28)		7,97 (0,24)	

El modelo estimado es el siguiente $\varepsilon_{it} | \Omega_{4,t-1} \sim t_{\nu}(0, h_{it})$, $h_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{it-1}^2 + \lambda S_{it-1} \varepsilon_{it-1}^2 + \beta h_{it-1}$, donde ε_{it} es la innovación en el rendimiento de la cartera i en t , S_{it-1} es una variable cualitativa que toma el valor nulo cuando ε_{it-1} es positivo o nulo y valor unitario en otro caso y $t_{\nu}(0, h_{it})$ es la distribución t de Student con ν grados de libertad con media cero y varianza h_{it} . Las innovaciones en los rendimientos se toman de los residuos de la ecuación de la media. Para obtener información sobre la construcción de las carteras véanse los comentarios del cuadro 1. El valor inicial de la varianza condicional se estima como un parámetro más del modelo.

Antes: período anterior a la existencia del mercado de futuros (17/07/90-13/01/92), después: período posterior a la creación del mercado de futuros (14/01/92-31/12/94).

VIN es la varianza incondicional, que se obtiene a partir de los parámetros estimados como $VI = (\alpha_0) / (1 - \alpha_1 - 0,5\lambda - \beta)$, LR es el contraste de cambio estructural $LR = 2 \ln \frac{L_1 + L_2}{L_1 + L_2 - L_1}$, donde L_1 , L_2 y $L_1 - L_2$ son los valores máximos del logaritmo de la función de verosimilitud de los dos subperíodos de la muestra, y de la muestra completa, respectivamente, su distribución asintótica es una χ^2 con 6 grados de libertad. Entre paréntesis figura el error estándar en el caso de los parámetros y el p-valor en el caso del contraste LR.

período. Esta característica es, probablemente, un reflejo de la menor presencia de episodios de elevada volatilidad durante este subperíodo en comparación con el primero.

Por otra parte, se encuentra una reducción de los parámetros asociados a las noticias del período anterior, tanto las positivas (α_1) como las negativas ($\alpha_1 + \lambda$) y un aumento del parámetro asociado a la volatilidad del período anterior (β). Es decir, que durante el segundo subperíodo el impacto de las noticias sobre la volatilidad ha sido menor, pero más persistente. Este resultado va en la dirección contraria al encontrado por Lee y Ohk (1992) y Antoniou y Holmes (1995) para contratos de futuros sobre índices bursátiles y por Ayuso y Núñez (1995) para el mercado español de deuda pública. Lee y Ohk (1992) y Antoniou y Holmes (1995) interpretaron sus resultados como evidencia favorable a la ganancia de eficiencia del mercado. En nuestro caso es difícil conocer si los cambios en los parámetros son atribuibles a la introducción del mercado de derivados, sobre todo si se tiene en cuenta la diferencia entre los dos períodos en cuanto a la presencia de episodios de volatilidad. De todas formas, la hipótesis de cambio estructural se rechaza para la mayoría de las carteras.

El efecto conjunto de todas las variaciones de los parámetros se traduce en una reducción de la volatilidad incondicional, estimada como $VIN = \alpha_0 / (1 - \alpha_1 - 0,5\lambda - \beta)$. Por otra parte, parece observarse una relación inversa entre la volatilidad y el tamaño de las sociedades que componen la cartera. Asimismo, se encuentra que, entre todas las carteras estudiadas, la que registra una menor caída en su volatilidad es la formada por los valores de las compañías de mayor tamaño.

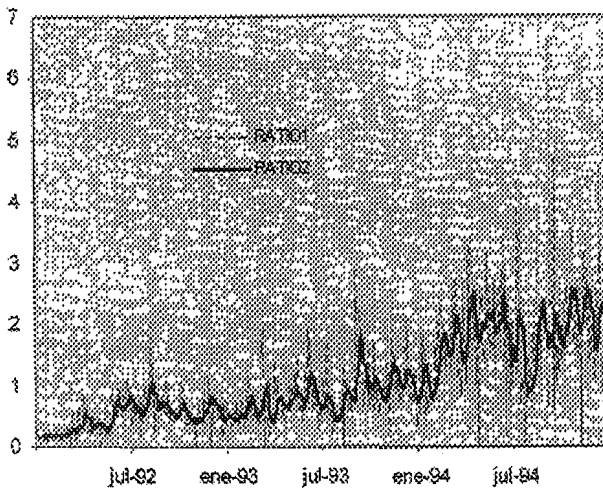
6.1.4. Varianza condicional e importancia relativa de los derivados

Una aproximación mejor del efecto de los derivados se puede conseguir si, en el contexto de la modelización anterior, se permite que la variación de la volatilidad entre los dos períodos dependa de la importancia relativa del mercado de derivados. De esta manera, se podría aislar mejor el efecto imputable a los derivados. Siguiendo los trabajos de Ayuso y Núñez (1995) y de Ayuso et al. (1996), en este epígrafe se introduce el cociente de negociación derivados-contado retardado un período en una modelización GJR de la varianza condicional.

Antes de aplicar esta metodología, es conveniente observar la evolución del cociente de negociación derivados-contado. En el Gráfico 3 se representa la evolución de dicha variable, a la que se denominará

RATIO1, donde el numerador es el valor monetario de los contratos negociados de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35 y el denominador es la contratación efectiva al contado de los valores incluidos en aquel índice. Tal como se aprecia en el Gráfico 3, la variable RATIO1 presenta una elevada variabilidad. Además, se puede apreciar que dicha variable toma valor nulo en algunas observaciones debido a que el mercado de derivados cierra por festivos en más ocasiones de lo que lo hace el de contado¹⁵. Estas características parecen indicar que la variable RATIO1 incorpora bastante ruido como medida de la importancia relativa del mercado de derivados.

GRAFICO 3
Ratios de negociación Derivados-Contado



RATIO1 se calcula como el cociente entre la negociación diaria con futuros y opciones y el volumen negociado al contado con los 35 valores del índice Ibex 35. RATIO2 se calcula igualmente como el cociente de los volúmenes en aquellos mismos mercados, pero tomando la negociación acumulada en la sesión corriente y en las nueve anteriores

Como variable alternativa de la importancia relativa del mercado de derivados se introduce la variable RATIO2, que se diferencia de la anterior por el hecho de que el numerador y denominador incluyen, además de la negociación corriente, la correspondiente a las nueve sesiones anteriores. Tal como cabía esperar, la evolución de esta variable es mucho más estable que la otra (véase Gráfico 3). En particular, esta variable permite apreciar claramente la importancia relativa creciente del mercado de derivados de renta variable en España.

¹⁵ El calendario de festivos del mercado de derivados coincide con el de Madrid. En cambio, el mercado al contado suele permanecer abierto cuando no es festivo, al menos, en dos de las cuatro plazas bursátiles españolas.

CUADRO 6
Introducción de las variables RATIO1 y RATIO2 en el modelo GJR
A: Variable RATIO 1

Parametro/ Contraste	Ibex 35	C1	C2	C3	C4	C5
$10^4\alpha_0$	0,087 (0,031)	0,114 (0,041)	0,095 (0,032)	0,071 (0,026)	0,146 (0,049)	0,353 (0,108)
α_1	0,069 (0,031)	0,050 (0,029)	0,098 (0,034)	0,124 (0,037)	0,089 (0,034)	0,072 (0,032)
λ	0,104 (0,043)	0,112 (0,046)	0,103 (0,047)	0,077 (0,045)	0,080 (0,042)	0,183 (0,058)
β	0,799 (0,046)	0,790 (0,052)	0,779 (0,045)	0,790 (0,034)	0,816 (0,039)	0,747 (0,052)
v	7,378 (0,983)	6,875 (0,948)	6,012 (0,822)	6,349 (0,826)	6,231 (0,826)	7,502 (1,226)
$10^4\mu$	0,028 (0,020)	0,040 (0,024)	0,029 (0,023)	0,032 (0,021)	-0,010 (0,024)	-0,045 (0,040)
t	1,39 (0,17)	1,65 (0,10)	1,26 (0,21)	1,49 (0,14)	-0,42 (0,68)	-1,10 (0,27)
LR	2,98 (0,08)	4,58 (0,03)	2,16 (0,14)	3,26 (0,07)	0,22 (0,64)	1,21 (0,27)

B· Variable RATIO 2

Parametro/ Contraste	Ibex 35	C1	C2	C3	C4	C5
$10^4\alpha_0$	0,084 (0,030)	0,117 (0,040)	0,086 (0,030)	0,067 (0,024)	0,116 (0,042)	0,301 (0,104)
α_1	0,069 (0,030)	0,052 (0,029)	0,094 (0,032)	0,120 (0,035)	0,082 (0,031)	0,069 (0,030)
λ	0,083 (0,043)	0,096 (0,047)	0,075 (0,045)	0,062 (0,044)	0,057 (0,038)	0,151 (0,056)
β	0,802 (0,047)	0,781 (0,054)	0,788 (0,044)	0,800 (0,033)	0,837 (0,036)	0,772 (0,051)
v	7,845 (1,024)	7,410 (1,013)	6,254 (0,840)	6,501 (0,831)	6,411 (0,837)	7,683 (1,252)
$10^4\mu$	0,038 (0,020)	0,052 (0,026)	0,043 (0,023)	0,035 (0,021)	0,002 (0,021)	-0,033 (0,041)
t	1,84 (0,07)	2,03 (0,04)	1,87 (0,06)	1,69 (0,09)	0,10 (0,92)	-0,79 (0,43)
LR	5,54 (0,02)	7,31 (0,01)	5,37 (0,02)	3,96 (0,05)	0,01 (0,91)	0,70 (0,40)

El modelo estimado es el siguiente $\varepsilon_{it} | \Omega_{t-1} \sim t_v(0, h_{it})$, $h_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{it-1}^2 + \lambda S_{it-1}^2 \varepsilon_{it-1}^2 + \beta h_{it-1} + \mu \text{VAR}_{t-1}$, donde ε_{it} es la innovación en el rendimiento de la cartera i en $t-1$, S_{it-1}^2 es una variable cualitativa que toma el valor nulo cuando ε_{it-1} es positivo o nulo y valor unitario en otro caso, VAR es una de las siguientes variables exógenas: RATIO1 (cociente entre el volumen de derivados y el de contado), RATIO2 (cociente de los volúmenes derivado-contado acumulados durante la sesión corriente y las nueve sesiones anteriores). Las innovaciones en los rendimientos se toman de los residuos de la ecuación de la media y $t_v(0, h_{it})$ es la distribución t de Student con v grados de libertad con media cero y varianza h_{it} . El valor inicial de la varianza condicional se estima como un parámetro más del modelo.

Para obtener información sobre la construcción de las carteras véanse los comentarios del cuadro 1.

t es el estadístico t del parámetro μ , y LR es el contraste de razón de verosimilitudes $LR = 2[l_{sr} - l_r]$, donde l_{sr} y l_r son, respectivamente, los logaritmos del valor máximo de las funciones de verosimilitud del modelo sin restringir y del modelo restringido (hipótesis nula: $\mu=0$), su distribución asintótica bajo la hipótesis nula es una χ^2 con 1 grado de libertad. Entre paréntesis figura el error estándar para los parámetros estimados y el p -valor para los contrastes.

En el Cuadro 6 aparecen los resultados que se obtienen al incluir las dos variables anteriores en el modelo de GJR. En la parte superior del cuadro, la variable introducida es RATIO1, y en la parte inferior se incluyen los resultados con la variable RATIO2. Los contrastes de significatividad que se utilizan son el estadístico t y el contraste LR de razón de verosimilitudes. Las estimaciones de los coeficientes propios del modelo GJR son, en las dos modelizaciones, muy similares a los

que se habían encontrado previamente. Por otra parte, el coeficiente de la variable *RATIO1* presenta un signo positivo para la cartera Ibex 35 y para las tres que incluyen a las sociedades de mayor tamaño (C1 a C3), y negativo para las dos carteras formadas por sociedades de menor tamaño. Sin embargo, dicho coeficiente sólo es significativo al 10% para la cartera C1 utilizando el estadístico *t*. Con el contraste *LR* la significatividad de los coeficientes tiende a aumentar, y se encuentra que es significativo al 5% el de la cartera C1 y al 10% los correspondientes a las carteras Ibex 35 y C3.

Estos resultados son parecidos a los encontrados por Ayuso et al. (1996), quienes documentan un coeficiente positivo y no significativo, ya que ellos solamente utilizan el índice Ibex 35 y el contraste de significatividad seguido es el estadístico t^{16} .

Los resultados con la variable *RATIO2* muestran un aumento en el coeficiente de esta variable en comparación con la variable *RATIO1*, que llevan a que éste cambie de signo en la cartera C4, así como un aumento de su significatividad. Con el estadístico *t* los coeficientes de la cartera Ibex 35 y de las tres mayores son todos significativos, al menos, al 10%. Con el contraste *LR* la significatividad de aquellos coeficientes se verifica en todos los casos al 5%. El coeficiente de las otras dos carteras sigue siendo no significativo.

La relación directa que se acaba de documentar entre la importancia relativa de los derivados y la volatilidad del contado se puede interpretar como evidencia favorable a un efecto desestabilizador de los derivados. Dicha relación sólo parece verificarse para los valores con mayor ponderación en el índice y aparece más claramente cuando se utiliza una medida de la importancia de los derivados que incorpora menos ruido. La importancia de este efecto puede cuantificarse calculando el porcentaje medio de la volatilidad que se explica por la variable *RATIO2*. Este ejercicio produce el siguiente resultado: 3,2% para la cartera Ibex 35, 4,0% para la cartera C1, 3,4% para la cartera C2 y 2,7% para la cartera C3. El hecho de que exista un patrón de la importancia de dicho efecto en función de la ponderación de los valores en el índice —es decreciente para las tres primeras carteras y no aparece en las otras dos— es coherente con la hipótesis de que la desestabilización afecta más a los valores con mayor ponderación en el índice y,

¹⁶Otras diferencias entre el modelo estimado en este trabajo y el de Ayuso et al (1996) es que ellos utilizan una distribución normal y un modelo GARCH(1,1), mientras que aquí se ha utilizado una distribución *t* y el modelo GJR.

por tanto, refuerza los resultados encontrados. No obstante, los porcentajes anteriores muestran que este efecto es cuantitativamente muy poco relevante.

Dada la importancia de estos resultados, se estudia a continuación la sensibilidad de los mismos frente a algunas modificaciones. Este análisis de sensibilidad consiste, primeramente, en la reestimación del modelo GJR con la variable RATIO2 para diferentes carteras y períodos. Los resultados de este ejercicio aparecen en las ocho primeras filas del Cuadro 9, donde se muestra el coeficiente de la variable RATIO2 y los dos contrastes de significatividad utilizados previamente.

CUADRO 7
Introducción de la variable RATIO 2 en el modelo GJR
Robustez de los resultados

Cartera	Período	Variable	Coefficiente 10^4 (error estándar $\times 10^4$)	t(p valor)	LR (p valor)
G1	Completo	RATIO2	0,042 (0,022)	1,90 (0,06)	5,68 (0,02)
G2	Completo	RATIO2	0,022 (0,026)	0,83 (0,41)	0,72 (0,40)
Ibex 35	Después	RATIO2	0,077 (0,042)	1,86 (0,06)	6,32 (0,01)
C1	Después	RATIO2	0,164 (0,076)	2,16 (0,03)	10,38 (0,00)
C2	Después	RATIO2	0,032 (0,025)	1,28 (0,20)	2,30 (0,13)
C3	Después	RATIO2	0,015 (0,012)	1,25 (0,21)	1,82 (0,18)
C4	Después	RATIO2	-0,001 (0,019)	-0,06 (0,95)	0,00 (0,94)
C5	Después	RATIO2	-0,050 (0,043)	-1,15 (0,25)	1,60 (0,21)
Ibex 35	Completo	VIB	0,019 (0,016)	1,17 (0,24)	2,19 (0,14)
C1	Completo	VC1	0,015 (0,044)	0,35 (0,73)	0,12 (0,73)
C2	Completo	VC2	0,071 (0,047)	1,51 (0,13)	2,25 (0,13)
C3	Completo	VC3	0,085 (0,046)	1,88 (0,06)	4,56 (0,03)

En este cuadro se ofrecen los resultados de la estimación del siguiente modelo. $\epsilon_{it} | \Omega_{t-1} \sim t_v(0, h_{it})$, $h_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{it-1}^2 + \lambda S_{it-1}^* \epsilon_{it-1}^2 + \beta h_{it-1} + \mu \text{VAR}_{t-1}$, donde ϵ_{it} es la innovación en el rendimiento de la cartera i en $t-1$, S_{it-1}^* es una variable cualitativa que toma el valor nulo cuando ϵ_{it-1} es positivo o nulo y valor unitario en otro caso, y VAR es la variable exógena que varía según el modelo estimado. Entre las variables exógenas que se han introducido se encuentran RATIO2 (cociente entre los volúmenes de negociación, acumulados durante las últimas 10 sesiones, derivado-contado), VIB (volumen de los 35 valores del índice Ibex 35 durante las últimas 10 sesiones), VC1 (volumen de los valores de la cartera C1 durante las últimas 10 sesiones), VC2 (volumen de los valores de la cartera C2 durante las últimas 10 sesiones) y VC3 (volumen de los valores de la cartera C3 durante las últimas 10 sesiones). El valor inicial de la varianza condicional se estima como un parámetro más del modelo.

Las carteras G1 y G2 se han construido con composición fija y con igual ponderación para todos los valores. En ambas carteras sólo se incluyen aquellos valores que han pertenecido al índice Ibex 35 durante toda la muestra. En la cartera G1 se han agrupado los valores que han formado parte de las carteras C1 a C3 durante la mayor parte de la muestra, mientras que en la cartera G2 se han agrupado al resto. Para obtener información sobre la construcción del resto de las carteras véanse los comentarios del cuadro 1.

t es el estadístico t del parámetro μ , y LR es el contraste de razón de verosimilitudes $LR = 2[\ln l_{sr} - \ln l_r]$, donde $\ln l_{sr}$ y $\ln l_r$ son, respectivamente, los logaritmos del valor máximo de las funciones de verosimilitud del modelo sin restringir y del modelo restringido (hipótesis nula. $\mu=0$), su distribución asintótica bajo la hipótesis nula es una χ^2 con 1 grado de libertad.

Las dos primeras filas del Cuadro 7 recogen los resultados de la estimación con las carteras G1 y G2. Recuérdese que estas carteras se caracterizan por tener una composición fija y una ponderación constante e igual para todos los valores, la primera incluye los valores que han formado parte de las carteras C1 a C3 durante la mayor parte del período de análisis y la cartera G2 el resto. Los resultados de este análisis no alteran las conclusiones anteriores, ya que se mantiene un efecto positivo y significativo de la importancia relativa de los derivados sobre la volatilidad del contado de los valores de mayor capitalización (cartera G1), y un efecto no significativo para los valores de menor capitalización (cartera G2). Es decir, que los resultados que se habían documentado no se explican por los cambios en la composición de las carteras o en las ponderaciones.

Las filas tercera a octava del Cuadro 7 recogen la estimación del coeficiente *RATIO2* para las seis carteras básicas del análisis en el período de existencia del mercado de derivados. En las carteras *Ibex 35* y *C1* el coeficiente mantiene su signo y su significatividad, pero en las carteras *C2* y *C3* el coeficiente, aunque sigue siendo positivo, pasa a ser no significativo. Asimismo, en las dos carteras de menor tamaño el coeficiente sigue siendo no significativo. Estos resultados indican que los resultados que se habían encontrado para las carteras *C2* y *C3* son sensibles al período elegido.

Finalmente, el análisis de sensibilidad se completa con la estimación del modelo de *GJR* sustituyendo la variable *RATIO2* por el volumen acumulado durante las 10 últimas sesiones de la cartera objeto de análisis. Este ejercicio se realiza con aquellas carteras para las cuales la variable *RATIO2* era significativa. Con este análisis se pretende estudiar si la significatividad de la variable *RATIO2* está recogiendo un posible efecto del volumen pasado de la cartera sobre la volatilidad de los rendimientos de ésta. Los resultados pueden verse en las cuatro últimas filas del Cuadro 8. Con la excepción de la cartera *C3* se encuentra que el volumen pasado de las carteras no explica la volatilidad de sus rendimientos. Es decir, que la significatividad de la variable *RATIO2* no es, en la mayoría de los casos, atribuible a un efecto del volumen.

En resumen, en este epígrafe se ha encontrado evidencia favorable a la existencia de una relación directa entre la importancia relativa del mercado de derivados y la volatilidad del mercado al contado de los valores con mayor ponderación en el índice *Ibex 35*. Dicha relación no

es atribuible a los cambios en la composición de las diferentes carteras utilizadas ni, para la mayoría de las carteras, a la existencia de un efecto volumen y, para las carteras Ibex 35 y C1, el efecto se mantiene para la submuestra posterior a la creación del mercado de derivados. Sin embargo, este efecto, aunque significativo desde un punto de vista estadístico, no lo es desde el punto de vista económico, ya que explica una proporción muy pequeña de la volatilidad.

6.2 Volatilidad estimada con datos intradía

6.2.1. Definición de volatilidad intradía

La volatilidad intradía se calcula como una media móvil temporal del cuadrado del rango ajustado, definido éste como:

$$RA_t = \frac{[Ln(MAX_t) - Ln(MIN_t)]^2}{4Ln(2)} \quad [2]$$

donde MAX_t y MIN_t son, respectivamente, los valores máximo y mínimo del índice Ibex 35 durante la sesión t , y Ln es el operador logaritmo neperiano.

En este trabajo se calculan seis medidas de volatilidad intradía diferentes que se distinguen entre sí según el criterio utilizado en el cómputo de la media móvil. Concretamente, en las tres primeras medidas se calculan medias lineales con 20, 10 y 5 observaciones, respectivamente. Y en las tres últimas medidas se calculan medias exponenciales a partir de la siguiente expresión:

$$VI_t = rVI_{t-1} + (1 - r)RA_t \quad [3]$$

donde VI_t es la volatilidad intradía estimada para el período t . El valor inicial de la volatilidad intradía se fija en los tres casos como la media del cuadrado del rango ajustado, y como valores del parámetro r se toman los siguientes: 0,9, 0,8 y 0,7. Por construcción, cuanto menor es el valor de r mayor es el peso que se da a las observaciones más recientes y menor es el que se da a las más alejadas.

Desafortunadamente, los precios máximos y mínimos no están disponibles para las diferentes carteras que se han venido utilizando en el trabajo, por lo que en esta sección se abandona el análisis por carteras. Además, otro aspecto a tener en cuenta en comparación con la sección anterior es que el período muestral que se utiliza ahora es un poco más

breve ya que no incluye los tres primeros meses de la muestra al no estar disponible la información sobre precios máximos y mínimos.

En el Gráfico 4 se representa la evolución temporal de la volatilidad intradía bajo las seis modelizaciones alternativas. Según se puede observar, en todas ellas el aspecto temporal de esta variable es bastante similar al que muestra la estimación de la varianza condicional del modelo GJR: elevada variabilidad de la volatilidad y existencia de breves episodios de volatilidad extrema. Por otra parte, se observa que, en las medidas calculadas como medias lineales, la variabilidad tiende a aumentar al reducirse el número de observaciones históricas y, en las medidas calculadas como medias temporales, la variabilidad tiende a aumentar al reducirse el parámetro r ; es decir, cuando se da más peso a las observaciones más recientes.

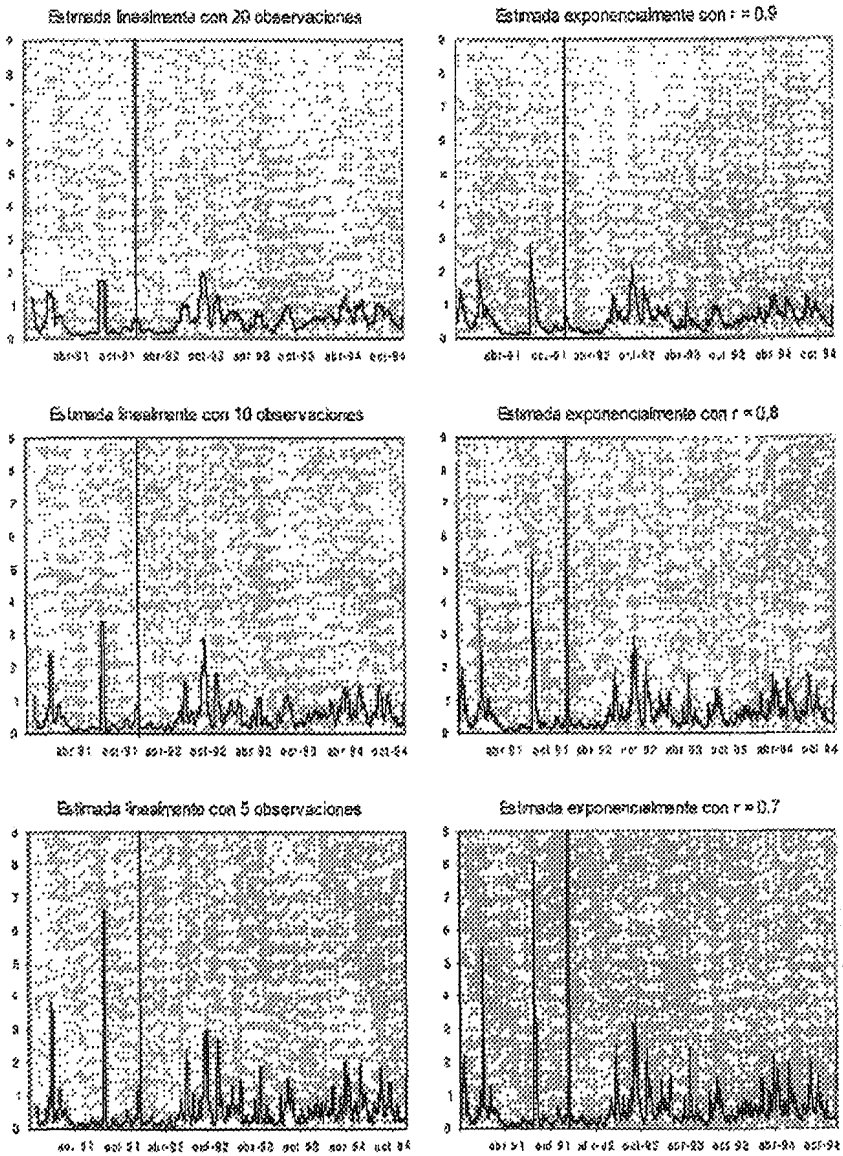
6.2.2. Volatilidad intradía e importancia relativa de los derivados

Para aproximar el efecto de los derivados sobre la volatilidad intradía se estima un modelo donde esta variable se regresa sobre retardos de la misma, donde el número de retardos se selecciona según un contraste de verosimilitud, y sobre las variables que miden la importancia relativa de los derivados que se han presentado anteriormente: *RATIO1* y *RATIO2*. Los modelos estimados son los siguientes:

$$\begin{aligned}
 VI_t &= a + \sum_{i=1}^p b_i VI_{t-i} + cVAR_{t-1} + v_t \\
 VAR &= \{RATIO1, RATIO2\}
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

En el cuadro 8 aparecen el valor del coeficiente c y su estadístico t corregido por heteroscedasticidad [White(1980)] obtenidos al estimar el modelo anterior bajo las diferentes combinaciones que resultan de las seis medidas de volatilidad intradía y de las dos medidas de la importancia relativa de los derivados. En todos los casos el coeficiente c presenta un signo positivo. Sin embargo, dicho coeficiente no es significativo en ningún caso para niveles del 5%, mientras que para un nivel del 10% solamente resulta ser significativo cuando se calcula la volatilidad como una media exponencial de parámetro $r = 0,7$ y se introduce la variable *RATIO2*. De la comparación de los diferentes modelos se deduce que el estadístico t tiende a aumentar cuanto mayor peso se da a las observaciones más recientes —menor número de observaciones en las medias lineales y menor valor de r en las exponenciales—, y cuando se introduce la variable *RATIO2* en lugar de *RATIO1*. De hecho, cuando la volatilidad intradía se calcula como el valor corriente del cuadrado del rango ajustado —lo que es equivalente a tomar

GRÁFICO 4
Volatilidad intradía estimadas ($\times 10^4$)



La volatilidad intradía se estima en todos los casos como una media móvil del cuadrado del rango diario ajustado del índice Ibov 35 $[(\text{Ln}(\text{MAX}_t) - \text{Ln}(\text{MIN}_t))^2 / (4 \text{Ln}(2))]$. La línea vertical corresponde a la fecha en la que empezó a operar el mercado de futuros y opciones sobre el índice Ibov 35 (14.1.92).

una sola observación en la media lineal o a que $r = 0$ en la medición exponencial— el valor del estadístico t aumenta hasta 2,12.

CUADRO 8
Volatilidad intradía. Introducción de las variables RATIO1 y RATIO2

Estimación volatilidad intradía	Con variable RATIO1		Con variable RATIO2	
	coeficiente c	t (p valor)	Coeficiente c	t (p valor)
Lineal con 20 observaciones	0,508x10 ⁻⁶	1,24 (0,21)	0,555x10 ⁻⁶	1,08 (0,28)
Lineal con 10 observaciones	0,101x10 ⁻⁵	1,17 (0,24)	0,126x10 ⁻⁵	1,16 (0,25)
Lineal con 5 observaciones	0,154x10 ⁻⁵	1,15 (0,25)	0,239x10 ⁻⁵	1,47 (0,14)
Exponencial con $r=0,9$	0,615x10 ⁻⁶	1,42 (0,15)	0,809x10 ⁻⁶	1,53 (0,13)
Exponencial con $r=0,8$	0,130x10 ⁻⁵	1,47 (0,14)	0,172x10 ⁻⁵	1,60 (0,11)
Exponencial con $r=0,7$	0,208x10 ⁻⁵	1,56 (0,12)	0,276x10 ⁻⁵	1,71 (0,09)

El modelo estimado es el siguiente $VI_t = a + \sum b_i VI_{t-i} + cVAR_{t-1} + v_t$, donde VI_t es la volatilidad intradía en el período t estimada como una media móvil del cuadrado del rango ajustado $RA_t = [\ln(\text{MAX}_t) - \ln(\text{MIN}_t)]^2 / [4\ln(2)]$, siendo MAX_t y MIN_t los valores máximo y mínimo del índice Ibox 35, respectivamente, VAR es una de las dos siguientes variables exógenas RATIO1 (cociente entre el volumen de derivados y el de contado), RATIO2 (cociente de los volúmenes acumulados en la sesión corriente y en las nueve anteriores), y v_t es una variable aleatoria con las propiedades habituales. t es el estadístico t del parámetro c , calculado con errores estándar robustos a heteroscedasticidad (White (1980))

Estos resultados muestran que, con medidas de volatilidad basadas en los movimientos de precios intradía, la evidencia en favor de un efecto desestabilizador es mucho más débil. Únicamente se encuentra evidencia de este tipo de efectos cuando la volatilidad se mide dando un peso muy elevado a las observaciones más recientes. Además, debe tenerse en cuenta que cuanto mayor es el peso que se da a la observación corriente mayor es el ruido que incorpora la medida y, en consecuencia, menos informativa es ésta¹⁷. Esta evidencia va en la dirección contraria a algunos trabajos de la literatura en los que se documenta que los efectos desestabilizadores tienden a apreciarse más claramente cuando se calcula la volatilidad en períodos cortos de tiempo.

¹⁷ Agradezco a Enrique Sentana por advertirme este hecho.

7. Conclusiones

Durante la última década se ha generado, desde diferentes ámbitos, un amplio debate en relación con el impacto que tiene la negociación con derivados sobre la volatilidad de los activos negociados al contado. La abundante literatura empírica que ha intentado aportar evidencia a este debate no ofrece resultados concluyentes y se enfrenta a buen número de limitaciones metodológicas. En este contexto, este trabajo pretende ofrecer evidencia adicional sobre este aspecto en relación con los efectos de la creación del mercado de futuros y opciones sobre el índice Ibx 35, aportando algunos elementos de análisis novedosos.

El primer elemento novedoso consiste en la realización de un análisis diferencial por carteras, construidas éstas por la agrupación de valores en función de la ponderación de las sociedades incluidas en el índice Ibx 35. Según se ha motivado, los efectos desestabilizadores cabría esperar que fuesen más importantes cuanto mayor sea la ponderación de los valores. En este sentido, aquella diferenciación por carteras es interesante porque permite añadir una nueva hipótesis a contrastar. En concreto, además de estudiar cómo se modifica la volatilidad del índice tras la aparición de los derivados, se contrasta si existe un patrón según aquellas carteras.

El segundo elemento consiste en la utilización de dos definiciones alternativas de volatilidad: la varianza condicional estimada a partir de un modelo GARCH, y una medida de volatilidad calculada a partir de los precios máximos y mínimos del índice Ibx 35 dentro de la sesión. La utilización de definiciones alternativas permite ofrecer un análisis más completo, ya que cada una de aquellas definiciones aporta información adicional no contenida en la otra. En cada caso, el impacto de los derivados se ha estudiado introduciendo una variable, en el modelo explicativo de la volatilidad, que recoge la importancia relativa de los derivados. Esta aproximación creemos que aísla, en cierta manera, el impacto de los derivados de otros posibles factores que han podido influir sobre la volatilidad.

Con la primera medida de volatilidad se encuentra evidencia de un efecto desestabilizador en las carteras formadas por los valores con mayor ponderación. Además, la importancia relativa de dicho efecto parece guardar una relación directa con la ponderación de los valores en el índice, confirmando la hipótesis de que los efectos desestabilizadores se concentran en este tipo de valores. No obstante, dicho efecto,

aunque estadísticamente significativo, no es económicamente relevante dada su reducida importancia cuantitativa. Con la segunda media de volatilidad solamente se encuentra evidencia débil de un efecto desestabilizador cuando dicha medida se calcula dando un peso muy elevado a las observaciones más recientes. Así pues, estos resultados, tomados en su conjunto, indican que la introducción del mercado de derivados no parece que haya tenido un impacto importante sobre la volatilidad del mercado al contado.

Anexo:

Características de las carteras utilizadas en este trabajo

En este anexo se describen las principales características de las diferentes carteras utilizadas en este trabajo. Dichas carteras se pueden clasificar en dos tipos diferentes: carteras móviles y carteras fijas, cuyas características se describen a continuación.

Carteras móviles

Las principales características de estas carteras son:

- a) Su composición varía periódicamente, coincidiendo con la revisión del índice Ibex 35.
- b) Ponderación según capitalización. Las ponderaciones se mantienen fijas dentro de cada período de revisión.
- c) Formadas por los valores que se incluyen en cada momento en el índice Ibex 35.

Las carteras móviles utilizadas son las siguientes: Ibex 35, C1, C2, C3, C4, C5. Excepto la primera que incluye 35 valores, el resto está formado por 7 cada una. Los valores del índice se clasifican en las 5 últimas carteras según su capitalización, de forma que la cartera C1 agrupa los 7 valores con mayor capitalización y C5 los 7 de menor capitalización. El número de valores diferentes que han integrado en algún momento las carteras móviles es el siguiente:

- Cartera Ibex 35: 52 valores.
- Cartera C1: 8 valores.
- Cartera C2: 14 valores.
- Cartera C3: 16 valores.
- Cartera C4: 24 valores.
- Cartera C5: 20 valores.

Carteras fijas

Las principales características de estas carteras son las siguientes:

- a) Composición fija durante todo el período de análisis.
- b) Ponderación igual para todos los valores.
- c) Incluyen valores que han pertenecido al índice Ibex 35 durante todo el período de análisis.

Las carteras fijas son las siguientes: G1 y G2. La primera incluye los valores que han pertenecido a las carteras C1 a C3 durante la mayor parte de la muestra, y la segunda el resto de los valores que han pertenecido siempre al índice Ibex 35.

La composición de estas carteras es la siguiente:

- Cartera G1 (18 valores): Telefónica, Endesa, Repsol, BBV, B. Santander, Iberdrola, B. Centralhispano, B. Popular, Acesa, Bankinter, Gas Natural, Sevillana, Unión Fenosa, FECSA, Banesto, Tabacalera, FCC, Mapfre.
- Cartera G2 (5 valores): Portland Valderrivas, Vallehermoso, Uralita, Viscofán, Dragados y Construcciones.

Referencias

- Antoniou, A. y P. Holmes (1995): "Futures trading, information and spot price volatility. evidence for the FTSE-100 stock index futures contract using GARCH", *Journal of Banking and Finance* 19, pp. 117-129.
- Ayuso, J. y S. Núñez (1995): "¿Desestabilizan los activos derivados el mercado al contado?: La experiencia española en el mercado de deuda pública", *Moneda y Crédito* 200, pp. 169-204.
- Ayuso, J., S. Núñez y M. Pérez-Jurado (1996): "Volatility in Spanish financial markets: the recent experience", Documento de trabajo 9601, Banco de España.
- Baldauf, B. y G. Santoni (1991): "Stock price volatility: some evidence from an ARCH model", *Journal of Futures Markets* 11, pp. 191-200.
- Bhattacharya, A. K., A. Ramjee y B. Ramjee (1986): "The causal relationship between futures price volatility and the cash price volatility of GNMA securities", *The Journal of Futures Markets* 6, pp. 29-39.
- Blanco, R. (1999): "El mercado español de renta variable. Análisis de la liquidez e influencia del mercado de derivados", *Estudios Económicos* 66, Banco de España.
- Board, J., C. Goodhart y C. Sutcliffe (1992): "Inter-market volatility linkages: The London Exchange & London International Financial Futures Exchange", Documento de Trabajo de Financial Markets Group.
- Bollerslev, T. (1986): "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics* 31, pp. 307-328.

- Chan, K. y Karolyi, G. (1991): "The volatility of the Japanese Stock Market: evidence from 1977 to 1990", en *Japanese Financial Market Research*, North Holland.
- Chari, V., R. Jagannathan y L. Jones (1990): "Price stability and futures trading in commodities", *Quarterly Journal of Economics* 105, pp. 527-534.
- Choi, H. y A. Subrahmanyam (1994): "Using intraday data to test for the effects of index futures on the underlying stock markets", *The Journal of Futures Markets* 14, pp. 293-322.
- Darrat, A. F. y S. Rahman (1995): "Has futures trading activity caused stock price volatility?", *The Journal of Futures Markets* 15, pp. 537-557.
- Edwards, F (1988a): "Does futures trading increase stock market volatility?", *Financial Analyst Journal* 44, pp. 63-69.
- Edwards, F. (1988b): "Futures trading and cash market volatility: stock index and interest rate futures", *Journal of Futures Markets* 8, pp. 421-439.
- Engle, R. (1982): "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation", *Econometrica* 55, pp. 987-1008.
- Engle, R. F. y V. K. Ng (1993): "Measuring and testing the impact of news on volatility", *The Journal of Finance* 48, pp. 1749-1778.
- Glosten, L., R. Jagannathan y D. Runkle (1993): "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks", *Journal of Finance* 48, pp. 1779-1801.
- Harris, L. E. (1989): "S&P 500 cash stock price volatilities", *Journal of Finance* 44, pp. 1155-1175.
- Hentschel, L. (1995): "All in the family' nesting symmetric and asymmetric GARCH models", *Journal of Financial Economics* 39, pp. 71-104.
- Jones, C., G. Kaul y M. L. Lipson (1994): "Transactions, volume and volatility", *The Review of Financial Studies* 7, pp. 631-351.
- Kyle, A. (1985): "Continuous auctions and insider trading", *Econometrica* 53, pp. 1315-1335.
- Lee, S. B. y K. Y. Ohk (1992): "Stock index futures listing and structural change in time-varying volatility", *The Journal of Futures Markets* 12, pp. 493-509.
- León, A. y J. Mora (1996): "Modelling conditional heteroscedasticity: application to stock return index Ibx-35", Documento de trabajo del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Nelson, D. (1991): "Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach", *Econometrica* 59, pp. 347-370.
- Parkinson (1980): "The extreme value method for estimating the variance of the rate of return", *Journal of Business* 53, pp. 61-65.
- Peiró, A. (1994): "La estacionalidad diaria del mercado de acciones español", *Investigaciones Económicas* 18, pp. 557-569.
- Robinson, G. (1993): "The effects of futures trading on cash market volatility: evidence from the London Stock Exchange", Working Paper Series 19, Banco de Inglaterra.

- Santoni, G. (1987): "Has programmed trading made stock prices more volatile?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, mayo.
- Schwert, G. W. (1989): "Why does stock market volatility change over time?", *The Journal of Finance* 44, pp. 1115-1153.
- Securities and Exchange Commission (1988), *The October 1987 market break Informe de la Division of Market Regulation*, US Government Printing Office, Washington D.C..
- Subrahmanyam, A. (1991): "A theory of trading in stock index futures", *The Review of Financial Studies* 4, pp. 17-51.
- Thosar, S. y L. Trigeorgis (1994): "Stock market volatility and excess returns in the index futures trading era: a departure from fundamentals?", mimeo.
- Urrutia, A. (1990): "El paso al mercado continuo: efectos sobre la volatilidad de los precios y el volumen de contratación", *Moneda y Crédito* 191, pp. 41-71.
- Vijh, A. M. (1994): "S&P 500 Trading strategies and stock betas", *The Review of Financial Studies* 7, pp. 215-251.
- White, H. (1980): "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica* 48, pp. 721-746.
- Wooldridge, J. M. (1991): "On the application of robust, regression-based diagnostic to models of conditional means and conditional variances", *Journal of Econometrics* 47, pp. 5-46.
- Zapatero, F. (1995): "Effects of financial innovations on market volatility when beliefs are heterogeneous", mimeo.

Abstract

In this paper we analyse the impact of derivative markets on volatility in the Spanish stock market. The two key elements introduced are: i) It is analysed the impact on the volatility of five different portfolios made up of stocks according to their size, and ii) two different measures of volatility are used -a GARCH-based definition and a measure of intra-day volatility. It is found statistical evidence of a destabilising effect, which seems to be closely related with the weight of the stocks on the Ibox 35 index: the higher the weight the higher the effect. However, this effect is not economically significant. Thus, the introduction of the derivative market does not seem to have had a remarkable impact on cash volatility.

Keywords: Destabilising effect, GARCH models, Intraday volatility.

Recepción del original, noviembre de 1997

Versión final, abril de 1999