

ASIMETRÍAS EN VOLATILIDAD, BETA Y CONTAGIOS ENTRE LAS EMPRESAS GRANDES Y PEQUEÑAS COTIZADAS EN LA BOLSA ESPAÑOLA

HELENA CHULIÁ

Universitat Oberta de Catalunya

HIPÒLIT TORRÓ

Universitat de Valencia

El presente trabajo analiza la transmisión de volatilidad entre grandes y pequeñas empresas en el mercado de valores español. Para ello, se utiliza un modelo CAPM condicional GARCH-M multivariante asimétrico que, a su vez, permite contrastar la hipótesis del efecto feedback en la volatilidad. Los resultados empíricos muestran que la transmisión de volatilidad entre ambos tipos de empresas se produce después de las noticias negativas y que la hipótesis del efecto feedback puede explicar el comportamiento asimétrico de la volatilidad. Adicionalmente, se obtiene que, para evitar errores de especificación en la estimación del coeficiente beta, es necesario utilizar un modelo condicional. Estos resultados tienen un papel relevante en la valoración de activos, la gestión de carteras y el diseño de estrategias dinámicas de cobertura.

Palabras clave: Volatilidad, empresas grandes y pequeñas, prima de riesgo.

(JEL C12, C32, G11)

Este trabajo se realizó durante la estancia de Helena Chuliá en la Universidad de Valencia como becaria de investigación FPU y fue presentado en sus versiones preliminares en el XII y XIII Foro de Finanzas, VIII Italian-Spanish Meeting on Financial Mathematics y II Workshop en Finanzas Cuantitativas, en el que obtuvo el segundo premio al mejor trabajo de investigación otorgado por la empresa Iberdrola. Agradecemos los comentarios y sugerencias de los asistentes a dichos encuentros, especialmente los de Francisco Climent, Begoña Font, Luana Gava, Maria del Mar Miralles, Alfonso Novales, Roberto Pascual, Amado Peiró y Pilar Soriano. Una versión de este trabajo ha sido publicada previamente como Papel de Trabajo 260 de la Colección de Documentos de la Fundación de las Cajas de Ahorros (FUNCAS). Agradecemos también los valiosos comentarios de dos evaluadores anónimos y los de Pedro Mira, codirector de la revista. La ayuda de José Emilio Farinós en la elaboración de la base de datos ha sido inestimable. Cualquier error que subsista es

1. Introducción

Numerosos estudios muestran que las pequeñas empresas suelen comportarse de forma diferente a las grandes empresas¹. Hace ya más de dos décadas desde que Banz (1981) y Reinganum (1981) señalaron que, para periodos de inversión largos, las acciones de empresas pequeñas obtenían rendimientos sustancialmente superiores a los de las empresas grandes. La evidencia empírica reciente muestra que el factor tamaño sigue estando de plena actualidad. Además, el interés institucional al respecto es considerable. Muestra de ello es el lanzamiento por parte de Bolsas y Mercados Españoles de dos nuevos índices replicables y negociables, el Ibx Medium Cap y el Ibx Small Cap. Estos índices han sido diseñados específicamente para valores medianos y pequeños con el objetivo de mejorar la liquidez de estas compañías y acrecentar el interés de los inversores².

Si el estudio de las relaciones en rendimiento entre las empresas de gran tamaño y las empresas de pequeño tamaño merece una especial atención en la doctrina³, no menos importante es el análisis de la transmisión de volatilidad entre ambas. Los estudios realizados en EE.UU (Conrad *et al.* (1991) y Kroner y Ng (1998)) y Australia (Hendry y Sharma (1999)) encuentran una relación de causalidad unidireccional desde las empresas grandes a las pequeñas. En el presente trabajo se

exclusiva responsabilidad de los autores. El trabajo contó con la financiación del Ministerio de Educación y Ciencia (BEC2003-09067-C04-04), del FEDER (SEJ2006-15401-C04-04/ECON), de la Generalitat Valenciana (GV04A/153 y GV/2007/082) y del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. Helena Chuliá agradece la Beca de Postgrado de Formación de Profesorado Universitario concedida por el Ministerio de Educación y Ciencia.

¹Véanse Levis (2002) y Petrella (2005) para una revisión de la evidencia sobre los rendimientos de las empresas pequeñas.

²Como parte de esta iniciativa el “Foro MEDCAP” se ha constituido como un encuentro de carácter anual entre los diferentes agentes implicados (véase Bolsa de Madrid, 144, pp. 10-35 (2005)). Dicho Foro se enmarca en el “Proyecto Medium & Small Caps” puesto en marcha por Bolsas y Mercados Españoles. Los tres objetivos fundamentales de este proyecto son aumentar la notoriedad pública, estimular el interés de los inversores y mejorar la liquidez de las empresas de pequeña y mediana capitalización. De esta forma, estas empresas podrán consolidarse como activos de inversión diferenciados. Véase también Chuliá, Pardo y Torró (2005).

³Véanse Lo y Mackinlay (1990) y Conrad *et al.* (1991).

utiliza una versión del modelo CAPM condicional propuesto en Be-kaert y Wu (2000) para cuantificar la transmisión de volatilidad entre empresas grandes y pequeñas en el mercado español desde una perspectiva de valoración y determinar su impacto sobre las primas de riesgo. Para ello se utilizan dos índices de la Bolsa Española, el Ibex-35 como representativo de empresas grandes y el Ibex Medium Cap como representativo de empresas pequeñas. En segundo lugar se contrasta el efecto *feedback* en la volatilidad como una posible explicación del comportamiento asimétrico de varianzas y covarianzas. Por último se investiga el efecto del comportamiento asimétrico de varianzas y covarianzas sobre la estimación del coeficiente beta.

Al estudiar la relación dinámica entre las volatilidades de los rendimientos de empresas grandes y pequeñas hay que tener en cuenta la volatilidad y covarianza asimétrica. El comportamiento asimétrico de la volatilidad hace referencia a la evidencia empírica según la cual un *shock* negativo sobre los rendimientos (caída inesperada del precio) conlleva un aumento de la volatilidad mayor que un *shock* positivo sobre los rendimientos (aumento inesperado del precio) de la misma magnitud. La covarianza asimétrica, por su parte, se refiere a la evidencia empírica según la cual la covarianza entre los rendimientos de los activos financieros aumenta más tras *shocks* negativos que positivos.

En la literatura financiera se han propuesto dos explicaciones a la asimetría de volatilidad de los mercados de acciones. La primera de ellas está fundamentada en la hipótesis del efecto apalancamiento (*leverage effect*); según la cual, una disminución en el valor de la acción, es decir, un rendimiento negativo, aumenta el apalancamiento financiero, lo que provoca que la acción sea más arriesgada y aumente su volatilidad (Black (1976) y Christie (1982)). La segunda explicación recibe el nombre de efecto *feedback* en la volatilidad. Esta explicación mantiene que la asimetría de volatilidad responde al hecho de que los rendimientos podrían reflejar simplemente la existencia de primas por riesgo variables. Si a la volatilidad se le pone precio, un aumento no anticipado en la volatilidad aumenta el rendimiento exigido a la acción provocando una disminución del precio y, por lo tanto, agravando la repercusión de una mala noticia y suavizando el efecto de una buena noticia (Campbell y Hentschel (1992), Pindyck (1984), French, *et al.* (1987))⁴.

⁴La hipótesis del efecto *feedback* en la volatilidad descansa en dos pilares fundamentales: 1) la volatilidad es persistente y 2) existe una relación íntertemporal

En consecuencia, se observa que la causalidad de la asimetría en los mercados de acciones es diferente en cada una de las explicaciones. Según el *leverage effect*, los *shocks* en rendimientos producen cambios en la volatilidad condicional, mientras que en la hipótesis del efecto *feedback* en la volatilidad, la causalidad es a la inversa. Según esta hipótesis, la volatilidad es valorada en el mercado y, por tanto, los cambios en la volatilidad producirán cambios en el rendimiento esperado, lo cual implica primas por riesgo variables a lo largo del tiempo.

Qué efecto, el efecto apalancamiento o el efecto *feedback* en la volatilidad, es el principal determinante de la volatilidad asimétrica, es una cuestión que continúa abierta. Aquellos estudios que centran su análisis en la hipótesis del apalancamiento (Christie (1982) y Schwert (1989)) muestran que éste es demasiado pequeño para explicar completamente la asimetría. Por otro lado, autores como Braun *et al.* (1995), Bekaert y Wu (2000) y Wu (2001) encuentran evidencia clara del efecto *feedback* en la volatilidad como la principal causa del comportamiento asimétrico. La fuerza de la persistencia o *clustering* de la volatilidad de los rendimientos financieros agrava especialmente la asimetría de la volatilidad propiciando que la hipótesis del efecto *feedback* en la volatilidad resulte la explicación más aceptable.

Los principales resultados de nuestro estudio son los siguientes. En primer lugar, se obtiene evidencia a favor de la hipótesis del efecto *feedback* en la volatilidad como posible explicación de su comportamiento asimétrico. En segundo lugar, se contrasta la sensibilidad de las diferentes formas de estimar el coeficiente beta (condicional e incondicional) a las asimetrías típicas en signo y tamaño que caracterizan la varianza y covarianza de la mayoría de activos financieros, encontrando que la estimación no condicional de la beta contiene errores de especificación, mientras que la estimación condicional carece de ellos. Por último, se encuentra bidireccionalidad en los *spillovers* de volatilidad entre empresas de gran tamaño y pequeño tamaño después de malas noticias. Sin embargo, las buenas noticias en cualquier mercado tienen un efecto muy pequeño en el otro mercado.

Estos resultados son importantes para la gestión de carteras en el mercado bursátil español y están relacionados con los obtenidos por Pardo y Torró (2007). Estos autores investigan la transmisión de volatilidad entre empresas grandes y pequeñas en el mercado español y, basándose

positiva entre rendimientos esperados y varianzas condicionales (véase Bekaert y Wu (2000)).

en la hipótesis del efecto *feedback* en la volatilidad, diseñan una estrategia de negociación para contrastar si el comportamiento asimétrico de la volatilidad y la bidireccionalidad en los contagios de volatilidad son significativos económicamente. Para ello utilizan un modelo VECM-BEKK asimétrico. Nuestro primer resultado, evidencia a favor de la hipótesis del efecto *feedback* en la volatilidad, corrobora los obtenidos por Pardo y Torró (2007), dado que estos autores asumen esta hipótesis pero no la contrastan. El modelo VECM-BEKK permite contrastar si existe comportamiento asimétrico en la volatilidad pero no determinar cual es su explicación. La hipótesis del efecto *feedback* en la volatilidad se basa en la existencia de una relación positiva e intertemporal entre rendimiento esperado y riesgo esperado y, por tanto, para contrastarla se necesita utilizar un modelo de valoración. Nuestro tercer resultado, la existencia de transmisión de volatilidad bidireccional entre las empresa grandes y pequeñas después de malas noticias difiere ligeramente del resultado de Pardo y Torró (2007). Estos autores concluyen que cualquier *shock* que proviene del mercado de empresas pequeñas (positivo o negativo) afecta al mercado de empresas grandes pero sólo los *shocks* negativos que provienen del mercado de empresas grandes afectan al mercado de empresas pequeñas. Esta diferencia puede ser debida tanto a que el modelo utilizado es diferente como a que el período muestral también es diferente.

El resto del trabajo se estructura del siguiente modo. En la Sección 2, se expone el modelo teórico. En la Sección 3 se presentan los datos y el análisis preliminar de las series temporales. En la Sección 4 se recogen los resultados de la estimación del modelo. En la Sección 5 se llevan a cabo los *tests* de especificación del modelo. En la Sección 6 se analizan las implicaciones del modelo. Para ello se realiza la medición de los contagios de volatilidad y se ilustra la importancia que tiene la correcta estimación de la matriz de varianzas y covarianzas en la gestión de carteras y las estrategias de cobertura. Finalmente, en la Sección 7 se recogen las conclusiones.

2. Modelo

En el presente estudio se parametriza la variación de las volatilidades condicionales y su relación con los rendimientos medios esperados a través de un modelo CAPM condicional con GARCH en media, dado que este modelo permite contrastar la hipótesis del efecto *feedback* en la volatilidad. En la versión condicional del CAPM que se utiliza en

este trabajo, el rendimiento en exceso esperado de la cartera de empresas grandes es proporcional a la varianza condicional de la cartera de empresas grandes y el rendimiento en exceso esperado de la cartera de empresas pequeñas es proporcional a la covarianza condicional entre el rendimiento de la cartera de empresas grandes y el rendimiento de la cartera de empresas pequeñas, siendo la proporción (constante) la misma en ambos casos: el precio de mercado al riesgo. Una restricción del modelo que se presenta a continuación es la doble función ejercida por el índice de empresas grandes como representativo a su vez de la cartera de mercado. Como se comentará más tarde (véase nota 12), a partir de las distintas pruebas realizadas se obtiene que esta restricción no ejerce ninguna influencia sobre los resultados obtenidos.

Por tanto, las ecuaciones de la media condicional quedan definidas del siguiente modo:

$$\begin{aligned} r_{1,t} - r_{t-1,t}^f &= \alpha_1 HOL_t + Y\sigma_{11,t} + \varepsilon_{1,t} \\ r_{2,t} - r_{t-1,t}^f &= \alpha_2 HOL_t + Y\sigma_{12,t} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned} \quad [1]$$

donde $r_{1,t}$ y $r_{2,t}$ se refieren al rendimiento de una cartera representativa de las empresas grandes y pequeñas respectivamente, Y es el precio del riesgo, $r_{t-1,t}^f$ es el tipo de interés libre de riesgo conocido en $t-1$, HOL_t es una variable *dummy*⁵ que toma valor unitario cuando el próximo rendimiento semanal contiene uno o más días prefestivos y, por último, $\sigma_{11,t}$ y $\sigma_{12,t}$ representan la varianza condicional de la cartera representativa de las empresas grandes y la covarianza condicional entre ambos tipos de empresas respectivamente.

Dado que la versión del modelo CAPM que utilizamos permite la variación temporal de los segundos momentos, se emplea un modelo GARCH multivariante para establecer la covarianza condicional. Kroner y Ng (1998) derivan un nuevo modelo GARCH multivariante, el *Asymmetric Dynamic Covariance Matrix model*, ADC en adelante. Estos autores introducen las asimetrías siguiendo la metodología de Glosten *et al.* (1993), permitiendo que la matriz de varianzas-covarianzas responda de forma diferente según el tamaño y signo del *shock*. El modelo ADC generaliza los modelos anteriores⁶ dado que,

⁵Para tener en cuenta el efecto prefestivo en la Bolsa de Valores española, se introduce una variable *dummy* en las ecuaciones de la media condicional (véase Meneu y Pardo (2004)).

⁶Estos modelos son: 1) el modelo VECH de Bollerslev *et al.* (1988), 2) el modelo de correlación constante, CCORR, propuesto por Bollerslev (1990) y 3) el modelo

bajo determinadas restricciones, se puede obtener cualquiera de ellos. Además, este modelo no impone una estructura *ad hoc* en la dinámica de la correlación. Según el modelo CAPM las primas por riesgo vienen explicadas por el precio del riesgo estimado y la matriz de varianzas y covarianzas. Por ello, es importante utilizar un modelo GARCH asimétrico que permita que la matriz de varianzas y covarianzas condicional responda de forma diferente según el *shock* sea positivo o negativo.

En el caso bivalente el modelo ADC se define del siguiente modo:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \sigma_{11,t} & \sigma_{12,t} \\ \cdot & \sigma_{22,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \sqrt{\theta_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{\theta_{22,t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{\theta_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{\theta_{22,t}} \end{bmatrix} + \\ + \begin{bmatrix} 0 & \phi_{12} \\ \phi_{12} & 0 \end{bmatrix} \circ \begin{bmatrix} \theta_{11,t} & \theta_{12,t} \\ \cdot & \theta_{22,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \theta_{11,t} & \phi_{12}\theta_{12,t} + \rho_{12}\sqrt{\theta_{11,t}}\sqrt{\theta_{22,t}} \\ \cdot & \theta_{22,t} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad [2]$$

donde:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \theta_{11,t} & \theta_{12,t} \\ \cdot & \theta_{22,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} \\ \cdot & w_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \sigma_{11,t-1} & \sigma_{12,t-1} \\ \cdot & \sigma_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' &\begin{bmatrix} \varepsilon_{11,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \cdot & \varepsilon_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}' &\begin{bmatrix} \eta_{11,t-1} & \eta_{1,t-1}\eta_{2,t-1} \\ \cdot & \eta_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

donde \circ es el operador del producto Hadamard (multiplicación de matrices elemento por elemento), $\phi_{12}, \rho_{12}, w_{ij}, b_{ij}, a_{ij}$ y g_{ij} para $i, j = 1, 2$ son parámetros, $\varepsilon_{1,t}$ y $\varepsilon_{2,t}$ son las series de innovaciones, $\eta_{1,t} = \max[0, -\varepsilon_{1,t}]$ y $\eta_{2,t} = \max[0, -\varepsilon_{2,t}]$ son las series *dummy* de Glosten *et al.* (1993) que recogen la asimetría negativa y, por último, $\sigma_{11,t}, \sigma_{22,t}$ y $\sigma_{12,t}$ son los momentos condicionales de segundo orden. Los tests de especificación propuestos por Kroner y Ng (1998) son los siguientes: 1) si $\rho_{12} = b_{12} = b_{21} = a_{12} = a_{21} = g_{12} = g_{21} = 0$, se obtiene el modelo VECH restringido asimétrico, 2) si $\phi_{12} = b_{12} = b_{21} = a_{12} = a_{21} = g_{12} = g_{21} = 0$, se obtiene el modelo CCORR asimétrico y 3) si $\phi_{12} = 1$ y $\rho_{12} = 0$ se obtiene el modelo BEKK asimétrico.

El modelo establecido para la varianza condicional realizado en Be-kaert y Wu (2000) está diseñado para contrastar dos explicaciones

BEKK de Engle y Kroner (1995). Cada uno de estos modelos impone restricciones diferentes sobre la covarianza condicional.

potenciales del comportamiento asimétrico de la varianza: el efecto apalancamiento y el efecto *feedback* en la volatilidad. Estos autores añaden estructura sobre el GARCH multivariante por lo que es posible contrastar el efecto apalancamiento al dividir la muestra de acciones en tres carteras según el grado de apalancamiento. Con el modelo propuesto en las ecuaciones [1] y [2] sólo es posible contrastar el efecto *feedback* en el comportamiento asimétrico de la volatilidad y la covarianza a través de la significatividad e importancia del parámetro Y . Sin embargo, y a diferencia de la aplicación realizada por Bekaert y Wu (2000), será posible cuantificar la importancia de los efectos cruzados entre todos los momentos de segundo orden de empresas de diferente tamaño y la repercusión de los mismos sobre los rendimientos esperados. En el modelo de varianzas condicionales utilizado por Bekaert y Wu (2000) sólo se permiten relaciones cruzadas de las distintas carteras con la cartera de mercado con el fin de reducir el número de parámetros a estimar en un modelo BEKK asimétrico restringido de orden 4. Nuestro modelo permite relaciones cruzadas entre los distintos momentos y *shocks* no esperados pero en un modelo ADC de orden 2. En este sentido, tal y como señalan Bekaert y Wu (2000), una desventaja de la estructura BEKK es que no acomoda el fuerte carácter asimétrico de la volatilidad. Cabe añadir que el modelo ADC sí acomoda los distintos patrones asimétricos tanto en signo como en tamaño, cosa que no ocurre con los ensayos realizados con el modelo BEKK⁷.

Al igual que describen Bekaert y Wu (2000), con el modelo recogido en las ecuaciones [1] y [2] es posible diferenciar los efectos de la llegada de noticias sobre las empresas pequeñas y sobre las empresas grandes. Para que se verifique la hipótesis del efecto *feedback* en las empresas grandes basta que la varianza del rendimiento de las empresas grandes esté positivamente relacionada con los rendimientos no esperados de las empresas grandes. Sin embargo, para que se verifique la hipótesis del efecto *feedback* en las empresas pequeñas es necesario que la covarianza del rendimiento de las empresas grandes y pequeñas esté positivamente relacionada con los rendimientos no esperados de las empresas pequeñas.

El modelo utilizado nos permitirá obtener la estimación condicional de la matriz de varianzas y covarianzas y de esta forma podremos contrastar si las estimaciones incondicional/condicional del coeficiente beta reflejan adecuadamente los comportamientos asimétricos en signo

⁷Resultado que coincide con la aplicación realizada por Kroner y Ng (1998).

y tamaño de las innovaciones en los rendimientos. Para ello calcularemos los coeficientes beta incondicional y condicional del siguiente modo:

$$\beta_{12} = \frac{\sum_{t=1}^T [(r_{1,t} - \bar{r}_1)(r_{2,t} - \bar{r}_2)]}{\sum_{t=1}^T (r_{1,t} - \bar{r}_1)^2}$$

$$\beta_{12,t} = \frac{\sigma_{12,t}}{\sigma_{11,t}} \quad [3]$$

donde T es el número de observaciones, \bar{r}_1 y \bar{r}_2 son las medias muestrales de los rendimientos del índice de empresas grandes y el índice de empresas pequeñas, respectivamente. Por último, $\sigma_{12,t}$ y $\sigma_{11,t}$ aparecen definidos en la ecuación [2].

3. Datos y análisis preliminar

Los datos utilizados provienen de la Sociedad de Bolsas. Éstos consisten en precios diarios de cierre del índice Ibex-35 y del índice Ibex Medium Cap durante un periodo muestral comprendido entre el tres de enero del año 1990 y el dos de mayo del 2005. El índice Ibex-35 está compuesto por los treinta y cinco valores más líquidos cotizados en el Sistema de Interconexión Bursátil de las 4 Bolsas Españolas (Madrid, Barcelona, Bilbao y Valencia). Los factores de liquidez que se tienen en cuenta son el volumen de contratación en euros en el mercado de órdenes y la calidad de dicho volumen de contratación. Por su parte, el índice Ibex Medium Cap se compone de los veinte valores más líquidos del Mercado Continuo que no sean componentes del índice Ibex-35.

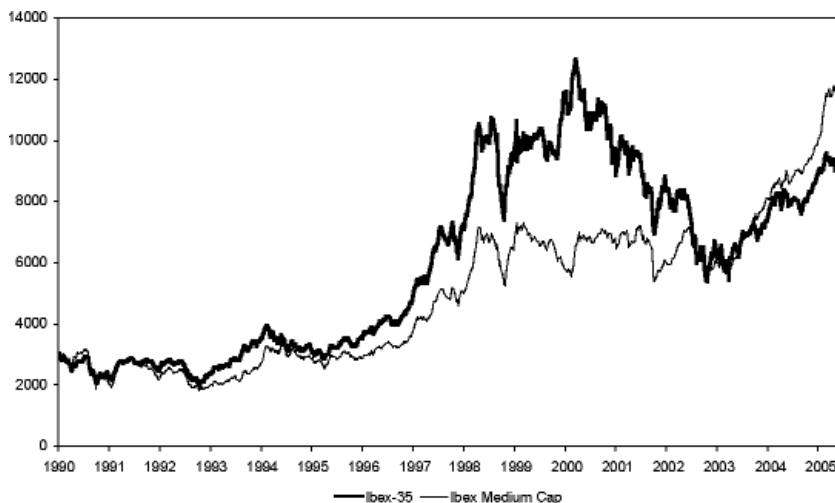
Es importante destacar que la Sociedad de Bolsas utiliza criterios de liquidez para seleccionar las empresas que pertenecen al Ibex Medium Cap, por lo tanto, aunque son empresas pequeñas pueden considerarse líquidas a nivel del mercado bursátil español. A partir de los informes mensuales que elabora la Sociedad de Bolsas se tiene que, en la última década representa alrededor del 5% de la capitalización bursátil del mercado continuo y el 3% del volumen negociado. El Ibex-35 representa en el período de estudio alrededor del 95% del volumen negociado y entre el 60% y el 80% de la capitalización bursátil, dependiendo del año. Podemos concluir que el Ibex-35 está compuesto por empresas muy grandes y el Ibex Medium Cap por empresas pequeñas, consti-

tuyendo una buena representación de las empresas grandes y pequeñas del mercado español.

A pesar de que los índices están compuestos por activos cuya liquidez está bastante asegurada, para evitar posibles problemas relacionados con la escasa negociación se utiliza la frecuencia semanal. Para ello, se toma el valor de cierre de los miércoles o, del día anterior, en caso de que el miércoles no haya cotización. Las series de rendimientos semanales se obtienen tomando primeras diferencias en el logaritmo de las series de precios. Como tipo de interés libre de riesgo se utiliza el tipo repo en operaciones a una semana con deuda pública obtenido a través del Banco de España.

Dado que no existe la serie del índice Ibx Medium Cap corregido por dividendos, se utilizan índices no ajustados por dividendos, lo que conlleva cometer un error de tipo sistemático en la estimación de las primas de riesgo condicionales que aparecen como variable dependiente en el modelo. Sin embargo, el carácter predecible de la corrección por dividendos provocará que el efecto de este sesgo no afecte de forma significativa a la dinámica del modelo dada la frecuencia semanal de los rendimientos, especialmente a los momentos de segundo orden⁸.

GRÁFICO 1
Evolución de los índices durante el período de estudio



⁸ El test de Levene de igualdad de varianzas y el test de igualdad de medias entre los rendimientos del Ibx-35 y el Ibx-35 corregido por dividendos aceptan la hipótesis de igualdad para cualquier nivel de significación en el período 1992-2004 a partir de las series disponibles en la página web de la Sociedad de Bolsas (www.sbolsas.es). Por lo tanto, el sesgo cometido no es relevante en lo que respecta a las principales conclusiones del trabajo.

El Gráfico 1 muestra la evolución semanal de los índices Ibex-35 e Ibex Medium Cap en el período de estudio. Se puede observar que ambas series presentan una tendencia similar. El Ibex-35 siempre se sitúa por encima del Ibex Medium Cap, excepto los primeros y últimos años de la muestra.

El Cuadro 1 muestra un resumen de los principales estadísticos de las series de rendimientos de los índices. Se observa que los resultados son similares para las dos series financieras. El estadístico Jarque-Bera señala que se rechaza la hipótesis de normalidad de ambas series. Este resultado no es sorprendente dada la presencia de asimetría y kurtosis en las dos series. Igualmente, ambas series presentan un claro comportamiento heteroscedástico. Sin embargo, la primera diferencia significativa entre ambas series es la presencia de autocorrelación en el rendimiento del Ibex Medium Cap y su ausencia en el rendimiento del Ibex-35.

CUADRO 1
Principales estadísticos de las series de rendimientos

	Rendimiento del Ibex-35		Rendimiento del Ibex Medium Cap	
Media	0.0012		0.0017	
Varianza	0.0009		0.0006	
Asimetría	-0.4256	[0.000]	-0.5131	[0.000]
Kurtosis	1.4983	[0.000]	3.4045	[0.000]
Normalidad	98.6141	[0.000]	419.8862	[0.000]
Q(20)	25.5425	[0.181]	60.3179	[0.000]
Q ² (20)	139.9321	[0.000]	199.7061	[0.000]
A(20)	57.0122	[0.000]	91.5667	[0.000]

Nota: La frecuencia de los datos es semanal. Asimetría se refiere al coeficiente de asimetría de las series. La hipótesis nula que se contrasta es si dicho coeficiente es igual a cero. La distribución asintótica del coeficiente de asimetría bajo la hipótesis nula es $N(0,6/T)$, siendo T el tamaño muestral. Kurtosis se refiere al coeficiente de Kurtosis de las series. La hipótesis nula que se contrasta es si dicho coeficiente es igual a cero. La distribución asintótica del coeficiente de Kurtosis bajo la hipótesis nula es $N(0,24/T)$, siendo T el tamaño muestral. Normalidad se refiere al estadístico Jarque-Bera. Este estadístico contrasta la normalidad o no normalidad de las series y mide la diferencia entre el coeficiente de asimetría y kurtosis de las series con los de una distribución normal. La expresión del estadístico es $T(S^2/6+(K-3)^2/24)$, siendo S la asimetría y K la kurtosis. Bajo la hipótesis nula de distribución normal, el estadístico Jarque-Bera se distribuye como una χ^2 con 2 grados de libertad. Q(20) y Q²(20) son los test Ljung-Box cuya hipótesis nula es la no existencia de correlación de orden 20 en los rendimientos y rendimientos al cuadrado, respectivamente. Por último, A(20) es el test de Engle (1982) cuya hipótesis nula es la no existencia de heteroscedasticidad condicional en los residuos. El p-valor de estos tests aparece entre corchetes.

El Cuadro 2 recoge los rendimientos, volatilidades y coeficientes de correlación, año a año y para el periodo muestral total de los dos índices. En este cuadro destacan cinco hechos: en primer lugar, hay 5

años (1994, 1995, 1999, 2000 y 2002) en los que los índices muestran un rendimiento con distinto signo, sin embargo, la hipótesis de igualdad de medias no se puede rechazar. En segundo lugar, todos los años, excepto en 1990 y 1991, la volatilidad del Ibex-35 es claramente superior a la volatilidad del Ibex Medium Cap. Además, en el periodo comprendido entre 1999 y 2003 se rechaza la hipótesis de igualdad de varianzas. En cuarto lugar, la correlación entre los dos índices es positiva y bastante fuerte. Por último, al comparar las medias de ambas series se obtiene que su igualdad no se puede rechazar. Sin embargo, sorprende que el rendimiento medio de las empresas pequeñas sea superior⁹ al de las grandes mientras que en la varianza ocurre lo contrario¹⁰, pero con diferencias estadísticamente significativas.

CUADRO 2
Rendimientos, volatilidades y correlaciones

Año	Rendimientos anualizados (%)			Volatilidades anualizadas (%)			Correlación ⁽³⁾
	Ibex-35	Ibex Med. Cap.	Test ⁽¹⁾ medias	Ibex-35	Ibex Med. Cap.	Levene ⁽²⁾ Test	
1990	-30.45	-16.25	0.29	24.74	28.96	0.04	0.91
1991	8.45	6.30	0.09	15.05	19.58	2.12	0.91
1992	-4.27	-8.23	0.14	21.36	18.50	0.74	0.83
1993	40.08	30.18	0.67	17.12	15.82	0.48	0.83
1994	-13.30	4.38	0.58	21.90	20.64	1.22	0.89
1995	-14.00	2.51	0.53	15.45	15.21	0.01	0.88
1996	34.53	27.86	0.37	14.11	10.67	2.94	0.81
1997	36.60	28.22	0.32	20.36	15.58	2.89	0.88
1998	30.44	32.58	0.06	27.70	21.85	2.01	0.76
1999	16.33	-20.68	1.32	24.89	12.54	8.95**	0.76
2000	-24.35	12.18	1.21	25.69	15.58	10.38***	0.63
2001	-7.35	-9.18	0.05	25.15	19.13	5.99**	0.77
2002	-30.13	0.50	0.93	29.44	14.68	19.88***	0.75
2003	21.10	29.83	0.34	22.45	11.81	10.69***	0.85
2004	12.25	23.21	0.71	12.72	8.56	3.43	0.71
2005 ⁽⁴⁾	1.52	36.73	1.09	12.54	11.81	0.003	0.88
Período total	6.24	8.84	0.21	21.63	17.66	34.99***	0.78

Nota: La frecuencia de los datos es semanal.

1) Esta columna muestra el test de igualdad de medias. Los coeficientes significativos a un nivel de confianza del 10%, 5% y 1% se indican con uno (*), dos (***) y tres (***) asteriscos, respectivamente.

2) Esta columna muestra el test de igualdad de varianzas conocido como Levene. Los coeficientes significativos a un nivel de confianza del 10%, 5% y 1% se indican con uno (*), dos (***) y tres (***) asteriscos, respectivamente.

3) Esta columna muestra la correlación anual entre ambos índices.

4) Esta fila muestra los resultados correspondientes al periodo comprendido entre el 1 de enero y el 2 de mayo del 2005.

⁹ Equivalente a una diferencia anual media de rendimientos de casi un 2.6%.

¹⁰ Equivalente a una diferencia anual media en volatilidades de más del 4%.

Del análisis preliminar realizado a través de los Cuadros 1 y 2 podemos concluir que existen diferencias significativas en varianza pero no en media entre ambas series financieras y por tanto puede ser interesante estudiar con más detenimiento las relaciones dinámicas en los momentos de segundo orden entre ambos tipos de empresas. Este resultado va en la línea del presentado en Petrella (2005) para los mercados de acciones de la zona euro, en el que se obtiene que las acciones de compañías pequeñas europeas constituyen un activo diferenciado que mejora la frontera eficiente del mercado de acciones.

4. Estimación del modelo

Esta sección presenta la estimación del modelo CAPM condicional ADC-M propuesto en la Sección 2. Con este modelo será posible cuantificar los trasvases de información a través de los *spillovers* de volatilidad y la repercusión de los mismos en las primas de riesgo. La estimación permite a su vez contrastar la validez de la hipótesis del efecto *feedback* como explicación de la asimetría de la volatilidad.

Para estimar el modelo de las ecuaciones [1] y [2], se supone que el vector de innovaciones $(\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t})$ sigue una distribución normal condicional y se aplica el método de cuasi-máxima verosimilitud. Bollerslev y Wooldridge (1992) muestran que los errores estándar calculados mediante el método de cuasi-máxima verosimilitud son robustos aunque se viole el supuesto de normalidad. Además, se utiliza la corrección de White (1980) que permite obtener estimadores de la matriz de varianzas y covarianzas corregidos por la presencia de heteroscedasticidad. El Panel (A) del Cuadro 3 muestra las estimaciones de los parámetros del modelo, todos ellos con un p-valor muy bajo, excepto a_{12} y b_{12} .

CUADRO 3
Estimación del modelo y contraste de hipótesis

Y=0.95 (0.00)	$\alpha_1 = 0.0015$ (0.00)	$\alpha_2 = 0.0034$ (0.00)
$\begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} \\ \cdot & w_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.0063 & 0.0067 \\ (0.00) & (0.00) \\ & 0.0021 \\ & (0.00) \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.9503 & 0.0015 \\ (0.00) & (0.11) \\ -0.0491 & 0.8779 \\ (0.00) & (0.00) \end{bmatrix}$	
$\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.2630 & -0.0099 \\ (0.00) & (0.09) \\ -0.0343 & -0.2916 \\ (0.00) & (0.00) \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.4215 & 0.5135 \\ (0.00) & (0.00) \\ -0.4934 & -0.5350 \\ (0.00) & (0.00) \end{bmatrix}$	
$\phi_{12} = 1.0055$ (0.00)		
$\rho_{12} = -0.0036$ (0.00)		

Panel (B). Contraste de hipótesis

Hipótesis nula	Estadístico
BEKK	1.55x10 ⁵ (0.00)
VECH	3.55x10 ⁶ (0.00)
CCORR	3.20x10 ⁶ (0.00)

El Panel (A) muestra las estimaciones máximo-verosímiles del modelo recogido en las ecuaciones [1] y [2]. Los p-valores aparecen entre paréntesis. Se satisfacen las condiciones de estacionariedad.

El Panel (B) muestra el test de Wald para las restricciones impuestas sobre el modelo ADC que permiten obtener los modelos anidados en el mismo. Los tests de especificación propuestos por Kroner y Ng (1998) son los siguientes: 1) Si $\rho_{12} = b_{12} = b_{21} = \alpha_{12} = \alpha_{21} = g_{12} = g_{21} = 0$, se obtiene el modelo VECH asimétrico; 2) si $\phi_{12} = b_{12} = b_{21} = \alpha_{12} = \alpha_{21} = g_{12} = g_{21} = 0$, se obtiene el modelo CCORR asimétrico; 3) si $\phi_{12} = 1$ y $\rho_{12} = 0$ se obtiene el modelo BEKK asimétrico.

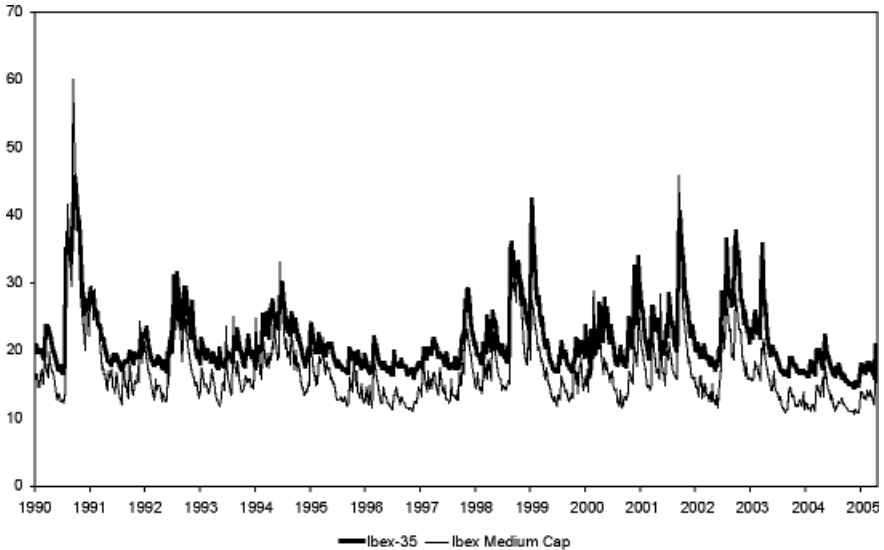
Destacan cuatro resultados de la estimación del modelo propuesto¹¹. En primer lugar, el precio del riesgo, γ (0.95), es positivo y significativo. Este resultado es consistente con la hipótesis del efecto *feedback*. Si a la volatilidad se le pone precio, un aumento no anticipado de la volatilidad aumentará el rendimiento esperado observándose, por tanto, primas por riesgo variables en el tiempo. En segundo lugar, los coeficientes de la variable *dummy* prefestiva son significativos en las dos ecuaciones de la media condicional, por lo tanto, esta variable no debe ser omitida. En tercer lugar, los coeficientes g_{11} (0.4215) y g_{22} (-0.5350) muestran que, en el caso de ambos índices, la volatilidad asimétrica negativa es importante en sus respectivas dinámicas. Por último, los coeficientes g_{12} (0.5135) y g_{21} (-0.4934) muestran que la transmisión de volatilidad asimétrica negativa entre ambos mercados es importante y se produce en las dos direcciones. La cuantificación exacta de las repercusiones de los contagios de volatilidad se llevará a cabo en la Sección 6, dado que el análisis aislado de los coeficientes no es suficiente.

El Panel (B) del Cuadro 3 muestra los test de restricciones sobre el modelo ADC. Todos los test son rechazados, por lo tanto, el modelo ADC no puede ser reducido a ninguno de los otros modelos. Los valores estimados de ρ_{12} (cercano pero significativamente diferente de cero) y ϕ_{12} (cercano pero significativamente diferente de uno) revelan que el modelo ADC estimado posee propiedades similares al modelo BEKK, aunque las restricciones son claramente rechazadas.

El Gráfico 2 muestra la evolución de la volatilidad condicional de los índices. Las dos series siguen un comportamiento similar pero la varianza del Ibex-35 siempre se sitúa por encima de la varianza condicional del Ibex Medium Cap, excepto en las fechas de mayor volatilidad en ambos índices en las que las dos volatilidades son similares.

¹¹Con el objetivo de comprobar la robustez de los resultados se han utilizado dos enfoques alternativos. En primer lugar, el modelo se ha estimado teniendo en cuenta los posibles cambios estructurales en la varianza, detectados utilizando el algoritmo ICSS [Inclan y Tiao (1994)]. En segundo lugar, se ha estimado un modelo trivariante. Para ello se han construido 3 carteras representativas del mercado, de las empresas grandes y de las empresas pequeñas, respectivamente. Es de destacar que la correlación entre la cartera representativa del mercado y la cartera de empresas grandes resultaba ser 0.99. En los dos casos los resultados obtenidos son prácticamente idénticos a los obtenidos con el modelo original y están a disposición del lector previa petición a los autores. Por lo tanto se ha optado por una especificación bivariante del modelo sin introducir cambios estructurales (véanse ecuaciones [1] y [2]).

GRÁFICO 2
Volatilidad condicional anualizada de los índices durante
el período de estudio



5. Contrastes de especificación

En esta sección se presentan los contrastes de especificación del modelo. En primer lugar se realizan los tests de especificación propuestos en Bekaert y Wu (2000). En segundo lugar se realiza el test robusto de los momentos condicionales de Woldridge (1990), antes y después de estimar el modelo.

5.1 *Contrastes de especificación propuestos en Bekaert y Wu (2000)*

Con el fin de contrastar la aceptabilidad del modelo recogido en las ecuaciones [1] y [2] calculamos los estadísticos propuestos en Bekaert y Wu (2000). Estos autores proponen tres tests genéricos de especificación sobre la media condicional y las varianzas y las covarianzas condicionales. Además también se propone un test de contraste del modelo CAPM y un test para contrastar el poder predictivo de los tipos de interés sobre los varianzas y covarianzas condicionales y los

residuos estandarizados. Estos tests se indican con MEAN, VAR, COV, CAPM e INT respectivamente¹².

El test MEAN contrasta la correlación serial de los residuos estandarizados y se realiza tanto separadamente para cada índice como conjuntamente para ambos. El test VAR contrasta la correlación serial de los residuos estandarizados al cuadrado y de nuevo se realiza separadamente para cada índice y conjuntamente para ambos. El test COV contrasta la especificación de la covarianza condicional.

El test MEAN contrasta de forma parcial el CAPM. Si otros riesgos son valorados, la media de los residuos puede no ser cero. Sin embargo, este test no sería suficiente pues no detectaría desviaciones concretas del CAPM, es por eso que se diseña otro test alternativo. En concreto al trabajar con series de frecuencia semanal, es posible que exista correlación serial en los rendimientos de las carteras, por ejemplo a causa de problemas de liquidez, que el modelo CAPM no es capaz de reflejar. El test CAPM contrasta si los rendimientos pasados de los índices contienen información significativa sobre los residuos futuros de los índices. En especial, para el caso del índice de empresas pequeñas donde existen problemas de liquidez que impiden que la información sea incorporada de forma rápida en sus precios. Por último, se contrasta el poder predictivo del nivel de los tipos de interés sobre las varianzas condicionales (INT_1), covarianzas condicionales (INT_2) y los residuos estandarizados (INT_3).

El Cuadro 4 muestra el valor de los tests de especificación del modelo. Los estadísticos MEAN y VAR no indican ni para los índices individualmente ni para ambos en su conjunto un rechazo al 1% de nivel de significación. Sin embargo, para un nivel de significación del 5% se rechaza la hipótesis de no autocorrelación y rendimientos medios nulos en el test MEAN conjunto de los dos índices. Sin embargo, el test particular sobre las empresas pequeñas (grandes) indica que la hipótesis de no autocorrelación y media nula es aceptable al 5% (10%). Este resultado indica que excluidas las empresas grandes, los residuos estandarizados padecen problemas de autocorrelación o medias no nulas, aunque no lo suficientemente fuertes como para rechazar la hipótesis nula a un nivel de significación del 1%. El test COV no se puede rechazar para ningún nivel de significación. Por otro lado, el test diseñado para el CAPM tampoco se puede rechazar para

¹²Véase Bekaert y Wu (2000) para una explicación detallada de los tests.

ningún nivel de significación habitual, lo cual supone un apoyo claro a la idoneidad del modelo utilizado. Finalmente, la capacidad predictiva del nivel del tipo de interés libre de riesgo sobre las varianzas, covarianzas y residuos del modelo no es significativa. Cabe destacar que, tal y como se señala en Bekaert y Wu (2000, pág. 16), los ensayos de Montecarlo realizados en pequeñas muestras sobre los tests utilizados tienden a acumular mayor masa probabilística en la cola derecha, de forma que sus valores críticos asintóticos tienden a sobrerrechazar la hipótesis nula.

CUADRO 4
Tests de especificación del modelo

Estadísticos del Test	MEAN	VAR	COV	CAPM	INT ₁	INT ₂	INT ₃
General	19.820 (0.011)	9.320 (0.316)	1.893 (0.755)	6.032 (0.110)	2.048 (0.359)	1.032 (0.309)	0.623 (0.733)
Empresas grandes	4.948 (0.292)	5.739 (0.219)					
Empresas pequeñas	9.399 (0.051)	3.853 (0.426)					

Este cuadro muestra el valor de los tests de especificación del modelo con su correspondiente p-valor entre paréntesis. MEAN contrasta si la media y las tres autocorrelaciones de los residuos estandarizados son iguales a cero; VAR contrasta si la media de los residuos estandarizados al cuadrado es igual a uno y las tres autocorrelaciones son iguales a cero. El test MEAN y VAR se distribuyen asintóticamente como una $\chi^2(4)$ en el caso de las carteras individuales y como una $\chi^2(8)$ en el caso del test general. COV muestra el test análogo para los residuos cruzados divididos por la covarianza condicional y se distribuye asintóticamente como una $\chi^2(4)$. El test CAPM contrasta la ortogonalidad de los residuos respecto a los rendimientos pasados y se distribuye como una $\chi^2(3)$. Por último, el test INT contrasta la ortogonalidad de las varianzas, covarianzas y residuos respecto a los tipos de interés pasados. INT₁ e INT₃ se distribuyen como una $\chi^2(2)$ e INT₂ se distribuye como una $\chi^2(1)$.

5.2 Test robusto de los momentos condicionales

El test robusto de los momentos condicionales de Wooldridge (1990) se aplica para contrastar en qué medida la modificación de Glosten *et al.* (1993) sobre el modelo GARCH corrige las asimetrías de la matriz de varianzas y covarianzas o persisten errores de especificación. La modificación de Glosten *et al.* (1993) sobre el modelo GARCH permite que la matriz de varianzas y covarianzas responda de forma diferente ante *shocks* positivos y negativos.

Un enfoque natural para contrastar la validez de un modelo es comparar la matriz de productos cruzados de residuos con la matriz de varianzas y covarianzas estimada. Basándose en esta idea, se define

el residuo generalizado como $v_{ijt} = \varepsilon_{it}\varepsilon_{jt} - \sigma_{ijt}$ para todo $i, j = 1, 2$. Este residuo generalizado mide la distancia entre la superficie de impacto a las noticias de la varianza, covarianza o beta y su estimador \sqrt{T} -consistente. Si el modelo es correcto, $E_{t-1}(v_{ijt}) = 0$, es decir, v_{ijt} debería no estar correlacionado con cualquier variable conocida en $t - 1$. De esta forma, un modo natural de identificar errores de especificación es examinando si v_{ijt} está correlacionado con cualquier variable conocida en $t - 1$. Estas variables se denominan indicadores de especificación errónea. En el diseño del test se utilizan los mismos indicadores de error de especificación ($x_{g,t-1}$) que en Kroner y Ng (1998), los cuales sugieren tres tipos de indicadores: indicadores de signo ($I(\varepsilon_{1,t-1} < 0)$ y $I(\varepsilon_{2,t-1} < 0)$), combinación de signos en los cuatro cuadrantes ($I(\varepsilon_{1,t-1} > 0; \varepsilon_{2,t-1} > 0)$, $I(\varepsilon_{1,t-1} < 0; \varepsilon_{2,t-1} > 0)$, $I(\varepsilon_{1,t-1} > 0; \varepsilon_{2,t-1} < 0)$, $I(\varepsilon_{1,t-1} < 0; \varepsilon_{2,t-1} < 0)$) y, por último, indicadores cruzados de signo y tamaño ($\varepsilon_{1,t-1}^2 I(\varepsilon_{1,t-1} < 0)$, $\varepsilon_{1,t-1}^2 I(\varepsilon_{2,t-1} < 0)$, $\varepsilon_{2,t-1}^2 I(\varepsilon_{1,t-1} < 0)$, $\varepsilon_{2,t-1}^2 I(\varepsilon_{2,t-1} < 0)$). El estadístico del test viene dado por:

$$C = \frac{\left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T v_{ij,t} \lambda_{g,t-1} \right]^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T v_{ij,t}^2 \lambda_{g,t-1}^2} \tag{4}$$

donde $\lambda_{g,t-1}$ es el residuo de una regresión de los indicadores de especificación errónea sobre las derivadas de $\sigma_{ij,t}$ respecto a todos los parámetros del modelo. Wooldridge (1990) muestra que este estadístico se distribuye asintóticamente como una $\chi^2(1)$.

El test de Wooldridge es robusto a la distribución de probabilidad supuesta [véase Brenner *et al.* (1996)] y se puede realizar fácilmente a través de dos regresiones auxiliares. En primer lugar se realiza una regresión de $x_{g,t-1}$ sobre las derivadas de $\sigma_{ij,t}$ respecto a todos los parámetros del modelo. En segundo lugar se realiza una regresión de un vector de unos sobre el producto $v_{ijt}\lambda_{g,t-1}$, donde $\lambda_{g,t-1}$ es el residuo de la primera regresión. El estadístico del test se calcula como T veces el R^2 no centrado de la segunda regresión.

El Cuadro 5 contiene los resultados del test robusto de los momentos condicionales. El Panel (A) muestra el test realizado sobre las series de rendimientos originales. Siguiendo a Engle y Ng (1993, p. 1760): “Estos tests de diagnosis pueden utilizarse sobre las series originales para explorar la naturaleza de la volatilidad cambiante, sin imponer

previamente una estructura sobre la volatilidad”. Se aprecia que sobre las series originales de los rendimientos estandarizados las pautas asimétricas son muy significativas en la covarianza y en el coeficiente beta.

CUADRO 5
Test robusto de los momentos condicionales

Panel (A). Rendimientos originales				
	$v_{12,t} = r_{1,t}r_{2,t} - \sigma_{12}$	$v_{1,t} = r_{1,t}^2 - \sigma_{11}$	$v_{2,t} = r_{2,t}^2 - \sigma_{22}$	$v_{\beta_{12}} = r_{1,t}r_{2,t} / r_{1,t}^2$ $-\sigma_{12} / \sigma_{11}$
$I(r_{1,t-1} < 0)$	40.94087***	1.03002	0.85867	343.99958***
$I(r_{2,t-1} < 0)$	38.21173***	0.73226	1.07363	331.99958***
$I(r_{1,t-1} < 0; r_{2,t-1} < 0)$	22.08897***	1.66608	1.48530	269.99961***
$I(r_{1,t-1} < 0; r_{2,t-1} > 0)$	36.00863***	0.71085	1.58945	73.99997***
$I(r_{1,t-1} < 0; r_{2,t-1} < 0)$	30.07394***	3.41164*	0.33685	61.99998***
$I(r_{1,t-1} < 0; r_{2,t-1} > 0)$	114.84322***	0.39713	1.46884	360.99979***
$r_{1,t-1}^2 I(r_{1,t-1} < 0)$	0.00278	4.91318**	4.25583**	75.69872***
$r_{1,t-1}^2 I(r_{2,t-1} < 0)$	0.05707	5.31987**	4.69079**	74.19435***
$r_{2,t-1}^2 I(r_{1,t-1} < 0)$	0.73409	5.03896**	2.64221	51.98066***
$r_{2,t-1}^2 I(r_{2,t-1} < 0)$	0.73834	4.71490**	2.60943	49.44364***
Panel (B). Residuos del modelo CAPM Condicional-ADC				
	$v_{12,t} = \varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t} - \sigma_{12,t}$	$v_{1,t} = \varepsilon_{1,t}^2 - \sigma_{11,t}$	$v_{2,t} = \varepsilon_{2,t}^2 - \sigma_{22,t}$	$v_{\beta_{12,t}} = \varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t} / \varepsilon_{1,t}^2$ $-\sigma_{12,t} / \sigma_{11,t}$
$I(\varepsilon_{1,t-1} < 0)$	0.10825	0.07918	0.02020	0.02748
$I(\varepsilon_{2,t-1} < 0)$	1.28730	0.02125	0.00353	0.21586
$I(\varepsilon_{1,t-1} < 0; \varepsilon_{2,t-1} < 0)$	0.50478	0.44537	0.04633	0.14528
$I(\varepsilon_{1,t-1} < 0; \varepsilon_{2,t-1} > 0)$	0.50645	0.03062	0.02375	0.59168
$I(\varepsilon_{1,t-1} < 0; \varepsilon_{2,t-1} < 0)$	0.81626	0.10101	0.39831	0.01141
$I(\varepsilon_{1,t-1} < 0; \varepsilon_{2,t-1} > 0)$	0.00228	0.92371	0.01846	0.00738
$\varepsilon_{1,t-1}^2 I(\varepsilon_{1,t-1} < 0)$	1.79865	0.32671	0.04021	1.30713
$\varepsilon_{1,t-1}^2 I(\varepsilon_{2,t-1} < 0)$	1.22818	0.00153	0.44407	1.47350
$\varepsilon_{2,t-1}^2 I(\varepsilon_{1,t-1} < 0)$	0.78609	0.02596	0.00129	1.56487
$\varepsilon_{2,t-1}^2 I(\varepsilon_{2,t-1} < 0)$	1.79558	0.04885	0.04021	1.77788

El Panel (A) recoge los estadísticos del test robusto de los momentos condicionales aplicados sobre los rendimientos originales, donde σ_{11} , σ_{22} y σ_{12} son estimaciones muestrales no condicionales. El Panel (B) refleja los resultados del test sobre los residuos obtenidos en el modelo GARCH asimétrico, donde $\sigma_{11,t}$, $\sigma_{22,t}$ y $\sigma_{12,t}$ son las estimaciones condicionales de la varianza del Ibex-35 e Ibex Medium Cap y la covarianza entre ambos índices obtenidas de la estimación del modelo. Los indicadores de especificación errónea aparecen en la primera columna, el resto de columnas recoge el estadístico del test calculado con los residuos generalizados que se definen en las cabeceras de cada panel. $r_{1,t}$ y $r_{2,t}$ son las series de los rendimientos del Ibex-35 y el Ibex Medium Cap respectivamente. $\varepsilon_{1,t}$ y $\varepsilon_{2,t}$ son las series de los shocks en los rendimientos del Ibex-35 y el Ibex Medium Cap respectivamente. La función indicador $I()$ toma el valor uno si la condición que recoge en el paréntesis es cierta y cero en caso contrario. Todos los estadísticos se distribuyen según una $\chi^2(1)$. Los valores señalados con uno (*), dos (**) y tres (***) asteriscos son significativos para un nivel de significación del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

El Panel (B) recoge los resultados del test sobre los residuos y momentos condicionales obtenidos tras la estimación del modelo. Ningún test resulta significativo lo que indica que, para cualquier nivel de significación, el modelo ADC depura correctamente todas las asimetrías señaladas por los estimadores consistentes de los momentos condicionales de segundo orden¹³. Además, el análisis posterior sobre los contagios de volatilidad tendrá mayor fiabilidad, ya que el modelo estimado refleja fielmente el comportamiento de los momentos de segundo orden ante *shocks* de distinto signo, tamaño y origen.

El estudio sobre el coeficiente beta es interesante dado que permite plantearse la sensibilidad de las diferentes formas de estimar las betas a las asimetrías en volatilidad y covarianza. El test¹⁴ de Wooldridge (1990) sobre las betas aparece en la última columna del Cuadro 5. En el Panel (A) aparece el test aplicado a la estimación no condicional de la beta. El resultado obtenido indica que la estimación no condicional de la beta contiene errores de especificación, dado que las pautas asimétricas son muy significativas. Sin embargo, el Panel (B) refleja que la estimación condicional de la beta es insensible a las asimetrías. En conclusión, si se quiere evitar una especificación errónea en el modelo de estimación de la beta, es necesario considerar un modelo condicional en los momentos de segundo orden. Braun *et al.* (1995) y Bekaert y Wu (2000) obtienen la misma conclusión pero no utilizan un contraste específico sobre las betas estimadas. Tal y como señalan Bekaert y Wu (2000, pág. 26) la relación entre los shocks del mercado y la beta condicional puede “no ser muy transparente”, pues los shocks tienden a afectar de forma similar la varianza y covarianza condicionales, especialmente cuando se utilizan carteras de acciones. Sin embargo, queda contrastado que la estimación no condicional de la beta contiene un error de especificación significativo a todos los indicadores de comportamientos asimétricos. Del último análisis, la conclusión que se desprende es que la estimación condicional de la beta no contiene

¹³Las pruebas realizadas con otras parametrizaciones de la matriz condicional de varianzas (BEKK, VEC y CCORR) no ofrecían resultados tan satisfactorios, pues algunos indicadores de efectos asimétricos resultaban estadísticamente significativos.

¹⁴Siguiendo a Wooldridge (1990), se construye un estimador consistente del coeficiente beta utilizando la propiedad de que las funciones continuas de estimadores consistentes son a su vez estimadores consistentes de la función [véase Hamilton (1994, p. 182)]. En Meneu y Torró (2003) se aplica el mismo test al ratio de cobertura de mínima varianza entre el Ibex-35 y su contrato de futuro, mostrando resultados cualitativamente coincidentes con los aquí presentados.

errores de especificación ante innovaciones de distinto signo y cuantía de los rendimientos. En consecuencia, es más apropiado utilizar estimaciones condicionales del coeficiente beta para la gestión activa de carteras.

6. Implicaciones del modelo

En esta sección investigamos las implicaciones que tienen los resultados de la estimación del modelo. En primer lugar, se presentan las superficies de impacto a las noticias. En segundo lugar, se realiza un análisis de sensibilidad de varianzas, covarianzas y primas por riesgo ante *shocks* positivos o negativos provenientes de una o ambas carteras. Por último, al igual que Kroner y Ng (1998), se ilustra a través de un ejemplo la importancia de estimar correctamente la matriz de varianzas y covarianzas en el cálculo de los ratios de cobertura. El Cuadro 6 muestra la estimación de los momentos incondicionales con el objetivo de favorecer la comprensión de las subsecciones siguientes.

CUADRO 6
Momentos incondicionales

Volatilidad Ibex-35	21.63
Volatilidad Ibex Medium Cap	17.66
Covarianza	2.92
Coefficiente beta	0.63

Nota: La varianza de ambos índices y la covarianza están expresadas en términos porcentuales y anualizados.

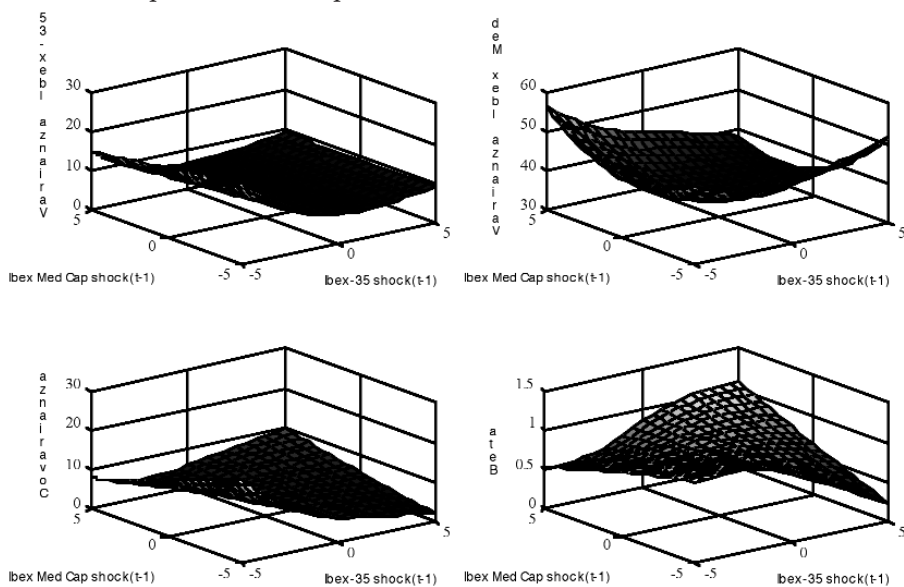
6.1 Superficies de impacto a las noticias

Las superficies de impacto a las noticias son la generalización multivariante de las curvas de impacto a las noticias introducidas por Engle y Ng (1993) y Hentschel (1995). La generalización multivariante dibuja cada uno de los elementos de la matriz de varianzas y covarianzas condicionales frente a las innovaciones retardadas en los rendimientos de los índices para un rango amplio de valores de los mismos ($\varepsilon_{it} = [-5, 5]$ para $i = 1, 2$ según el caso) manteniendo los segundo momentos retardados en sus valores muestrales.

El Gráfico 3 muestra las superficies de impacto a las noticias de las varianzas, la covarianza y el coeficiente beta tras la estimación del modelo ADC bivalente. Se observa que la varianza del rendimiento del Ibex-35 es muy sensible a sus propios *shocks* negativos. El mayor aumento de la varianza del rendimiento del Ibex Medium Cap ocurre

cuando se producen *shocks* de signo cruzado o cuando los dos *shocks* son negativos. Además, se aprecia como la covarianza se caracteriza por tener un claro comportamiento asimétrico, siendo especialmente sensible a *shocks* simultáneos de signo negativo. Por último, se observa que la función beta condicional tiene el comportamiento esperado, aumenta con el tamaño de los *shocks* cuando éstos son del mismo signo y disminuye cuando son de signo opuesto.

GRÁFICO 3
“Superficies de impacto a las noticias” del modelo ADC



6.2 Contagios de Volatilidad

En esta sección se realiza la medición de los contagios entre los dos activos objeto de estudio y su significatividad económica a través de su repercusión en las primas de riesgo. Al analizar el efecto producido por los *shocks* se contemplan diferentes situaciones; *shocks* negativos o positivos únicamente en el mercado de empresas grandes, *shocks* negativos o positivos únicamente en el mercado de empresas pequeñas y, por último, *shocks* del mismo signo o de signo contrario simultáneamente en ambos mercados. Dado que el coeficiente de correlación incondicional entre ambos índices es 0.78, cabe esperar que los *shocks* de distinto signo ocurran con menos frecuencia que los *shocks* del mismo signo.

El Cuadro 7 muestra el efecto incremental (anualizado y en términos porcentuales) en la volatilidad, covarianza y prima por riesgo, producido por un *shock* unitario (1%) en el Ibex-35 y/o Ibex Medium Cap. A través de este cuadro se puede analizar tanto la volatilidad y covarianza asimétrica, como los contagios de volatilidad. Tanto la volatilidad del Ibex-35 y la del Ibex Medium Cap como la covarianza entre ambos, aumentan más ante *shocks* negativos procedentes de cualquier mercado que ante *shocks* positivos, con la consiguiente repercusión en las primas por riesgo. La importancia de estos cambios de riesgo sobre los rendimientos esperados es directamente proporcional al precio del riesgo.

CUADRO 7
Sensibilidad de las volatilidades y las primas de riesgo a *shocks* unitarios (1%)

	Shock Ibex-35		Shock Ibex Med Cap		Shock conjunto (Ibex-35, Ibex Medium Cap)			
	(+,.)	(-,.)	(,+)	(,.)	(+,+)	(-,.)	(+,-)	(-,+)
Ibex-35								
Volatilidad	1.8966	3.5829	0.2474	3.5665	2.1440	2.2057	3.9215	3.4583
Prima riesgo	0.0338	0.1207	0.0006	0.1196	0.0432	0.0457	0.1446	0.1124
Ibex Med Cap								
Volatilidad	0.0714	3.7037	2.1028	4.3942	2.1742	2.1797	4.3604	4.2236
Covarianza	0.0014	0.1139	0.0052	0.1425	0.0466	0.0474	0.1038	0.0791
Prima riesgo	0.0013	0.1071	0.0049	0.1339	0.0438	0.0446	0.0975	0.0743

Este cuadro muestra el efecto incremental producido en la volatilidad, covarianza y prima por riesgo por un *shock* unitario (1%) en el rendimiento del Ibex-35 y/o Ibex Medium Cap. Todos los incrementos se presentan anualizados y en términos porcentuales. La cabecera de cada columna recoge el signo o signos de los *shocks* ($\epsilon_{1,t}$, $\epsilon_{2,t}$).

Si nos centramos en los trasvases de volatilidad, se observa que la volatilidad del índice de empresas grandes aumenta 3.56% (0.24%) ante un *shock* no esperado del -1% (1%) sobre el índice de empresas pequeñas. Por su parte, la volatilidad del índice de empresas pequeñas aumenta un 3.70% (0.07%) ante un *shock* no esperado del -1% (1%) sobre el índice de empresas grandes. Por tanto, existe transmisión de volatilidad entre empresas grandes y pequeñas en las dos direcciones después de malas noticias. Sin embargo, las buenas noticias sobre cualquier mercado tienen un efecto muy pequeño en la volatilidad del *otro mercado*. Este resultado añade evidencia en contra de la conclusión común según la cual la transmisión de volatilidad entre las empresas con diferente valor de capitalización es unidireccional y se produce desde las empresas de gran tamaño hacia las empresas de pequeño tamaño y

muestra que las noticias que afectan a las pequeñas empresas también afectan a la volatilidad de las grandes empresas.

El comportamiento asimétrico de la covarianza entre el rendimiento de las empresas grandes y pequeñas es consistente con la existencia de primas por riesgo variables y la hipótesis del efecto *feedback* en la volatilidad. *Shocks* en el mercado de empresas grandes producen un aumento de la covarianza entre las empresas grandes y pequeñas llevando a un aumento de la prima por riesgo esperada (dado que el precio del riesgo es positivo). Además, los *shocks* negativos procedentes del mercado de empresas grandes aumentan mucho más la covarianza que los *shocks* positivos, confirmándose que el efecto *feedback* en la volatilidad es particularmente fuerte.

6.3 Cálculo del ratio de cobertura dinámico

Para demostrar la importancia que tiene la correcta estimación de la matriz de varianzas y covarianzas en la gestión de carteras y las estrategias de cobertura, a continuación utilizamos nuestros resultados para estimar el ratio de cobertura dinámico que minimiza el riesgo siguiendo la metodología expuesta en Kroner y Ng (1998). Para estimar la matriz de varianzas y covarianzas condicional utilizamos diferentes modelos GARCH multivariante asimétricos. Suponemos un problema en el que el Ibex 35 se utiliza para cubrirse frente a la volatilidad del Ibex Medium Cap. Para minimizar el riesgo, un inversor que ha invertido 1 euro en el Ibex Medium Cap deberá vender $\beta_{12,t}$ (véase ecuación [3]) euros del Ibex-35.

CUADRO 8
Ratio de cobertura de mínima varianza

	VECH	BEKK	CCORR	ADC
Promedio	0.603	0.615	0.682	0.627
VECH	1.000			
BEKK	0.593	1.000		
CCORR	0.422	0.351	1.000	
ADC	0.649	0.507	0.263	1.000

Esta tabla muestra el ratio de cobertura de mínima varianza en un problema donde el Ibex-35 se utiliza para cubrirse frente a la volatilidad del Ibex Medium Cap. La primera línea muestra el promedio de los ratios de cobertura estimados utilizando los diferentes modelos. El resto de filas muestran la matriz de correlaciones de los ratios de cobertura óptimos.

El Cuadro 8 muestra la media de los ratios de cobertura estimados utilizando diferentes modelos de covarianza. Para todos los modelos el ratio de cobertura medio es 0.63 aproximadamente pero la correlación entre los ratios de cobertura calculados con los diferentes modelos es bastante baja. Este resultado indica que para cualquier aplicación en finanzas que utilice estimaciones del coeficiente beta es de vital importancia la elección del modelo para estimar la matriz de varianzas y covarianzas.

7. Conclusiones

En el presente artículo se analizan tres cuestiones de importancia para la gestión de carteras. En primer lugar, se explora la hipótesis del efecto *feedback* en la volatilidad como posible explicación de la volatilidad asimétrica de los rendimientos de las acciones. En segundo lugar, se contrasta la sensibilidad de las diferentes formas de estimar el coeficiente beta (condicional e incondicional) a las asimetrías típicas en signo y tamaño que caracterizan la varianza y covarianza de la mayoría de activos financieros. Por último, se estudia la transmisión de volatilidad entre empresas de gran tamaño y pequeño tamaño en el mercado de valores español, teniendo en cuenta el fenómeno de volatilidad y covarianza asimétrica. Para ello, se hace uso de un modelo CAPM condicional GARCH-M asimétrico que permita distinguir el efecto de los *shocks* negativos y positivos.

Tres resultados importantes son los obtenidos en esta investigación. En primer lugar, de la estimación del modelo se ha obtenido que el precio del riesgo estimado es positivo y significativo, por tanto, el modelo propuesto en este trabajo indica que en el mercado se valora el riesgo. Este resultado es consistente con la hipótesis del efecto *feedback* en la volatilidad. Si a la volatilidad se le pone precio, un aumento no anticipado en la volatilidad, producirá un aumento del rendimiento esperado exigido a la acción, observándose por tanto primas por riesgo variables en el tiempo. Además, se ha comprobado la respuesta asimétrica de la varianza, covarianza y primas por riesgo; todas ellas aumentan más tras *shocks* negativos que positivos.

Un segundo resultado importante se ha obtenido al analizar la sensibilidad del coeficiente beta al comportamiento asimétrico de los momentos de segundo orden condicionales. Adaptando el test robusto de los momentos condicionales de Wooldridge (1990), se obtiene que la beta no condicional padece un error de especificación significativo incapaz de

reflejar la variabilidad en signo y tamaño de su estimador consistente. En cambio, la estimación condicional de la beta obtenida a partir del modelo CAPM Condicional GARCH-M asimétrico no incurre en los errores de especificación anteriores. Así pues, para una gestión dinámica de carteras resulta necesario utilizar estimaciones condicionales del coeficiente beta que recojan el comportamiento variable de los momentos de segundo orden.

En tercer y último lugar, del estudio de transmisión de volatilidad entre el índice de empresas grandes y el índice de empresas pequeñas se concluye que los contagios entre ambos tipos de empresa tienen un carácter bidireccional y se produce con mayor intensidad tras las noticias negativas, con su consiguiente repercusión en las primas por riesgo.

Para terminar, cabe destacar que los resultados aquí presentados tienen un papel relevante en la valoración de activos, la gestión de carteras y el diseño de estrategias dinámicas de cobertura. Para la valoración de activos resulta importante haber obtenido evidencia a favor de la hipótesis *feedback* pues resalta la importancia de considerar especificaciones condicionales y asimétricas de la matriz de varianzas y covarianzas de los rendimientos en la caracterización del comportamiento de las primas de riesgo. Para la gestión de carteras destaca que una estimación condicional del coeficiente beta no padece los errores de especificación que presentan las estimaciones no condicionadas. A su vez, el hecho de que los *spillovers* de volatilidad se produzcan de forma bidireccional tras noticias negativas en cualquiera de los dos activos (empresas grandes y pequeñas) supone que las estrategias de diversificación basadas en el tamaño de las compañías no consiguen diversificar esta fuente de riesgo. Finalmente, en lo referente al diseño de estrategias dinámicas de cobertura se obtiene que la elección de la especificación de la matriz de varianzas y covarianzas condicionadas es de vital importancia para la correcta estimación del ratio de cobertura.

Referencias

- Banz, R. (1981): "The relationship between return and market value of common stocks", *Journal of Financial Economics* 9, pp. 3-18.
- Bekaert, G. y G. Wu (2000): "Asymmetric volatility and risk in equity markets", *The Review of Financial Studies* 13, pp. 1-42.
- Black, F. (1976): "Studies of stock price volatility changes", Proceedings of the 1976 Meetings of the American Statistical Association, Business and Economical Statistics Section, pp. 177-181.
- Bollerslev, T., Engle, R. F. y J. M. Wooldridge (1988): "A capital asset pricing model with time varying covariances", *Journal of Political Economy* 96, pp. 116-131.
- Bollerslev, T. (1990): "Modelling the coherence in short-run nominal rates: A multivariate generalized ARCH approach", *Review of Economics and Statistics* 72, pp. 498-505.
- Bollerslev, T. y J. M. Wooldridge (1992): "Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances", *Econometric Review* 11, pp. 143-172.
- Braun, P. A., Nelson, D. B. y A. M. Sunier (1995): "Good news, bad news, volatility and betas", *The Journal of Finance* 50, pp. 1575-1603.
- Brenner, R. J., Harjes, R. H. y K. F. Kroner (1996): "Another look at models of the short-term Interest", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31, pp. 85-107.
- Campbell, J. Y. y L. Henstschel (1992): "No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns", *Journal of Financial Economics* 31, pp. 281-318.
- Christie, A. A. (1982): "The stochastic behaviour of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects", *Journal of Financial Economics* 10, pp. 407-432.
- Chuliá, H., Pardo, A. y H. Torró (2005): "Contagios de volatilidad y estrategias de negociación entre acciones grandes y pequeñas", *Bolsa de Madrid* 144, pp. 36-39.
- Conrad, J., Gultekin, M. N. y G. Kaul (1991): "Asymmetric predictability of conditional variances", *The Review of Financial Studies* 4, pp. 597-622.
- Engle, R. F. (1982): "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation", *Econometrica* 50, pp. 987-1008.
- Engle, R. F. y K. F. Kroner (1995): "Multivariate simultaneous generalized Arch", *Econometric Theory* 11, pp. 122-150.
- 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.
- French, K. R., Schwert, G. W. y R. F. Stambaugh (1987): "Expected stock returns and volatility", *Journal of Financial Economics* 19, pp. 3-29.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R. y D. E. Runkel (1993): "On the relation between the expected value and volatility of nominal excess return on stocks", *The Journal of Finance* 48, pp. 1779-1801.

- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, New Jersey.
- Hendry, O. L. y J. Sharma (1999): "Asymmetric conditional volatility and firm size: Evidence from Australian equity portfolios", *Australian Economic Papers* 38, pp. 393-406.
- Hentschel, L. (1995): "All in the family nesting symmetric and asymmetric GARCH models", *Journal of Financial Economics* 39, pp. 71-104.
- Inclan, C. y G. C. Tiao (1994): "Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance", *Journal of the American Statistical Association* 38, pp. 913-923.
- Kroner, K. F. y V. K. Ng (1998): "Modelling asymmetric comovements of asset returns", *The Review of Financial Studies* 11, pp. 817-844.
- Levis, M. (2002): "The record of small companies: A review of the evidence", *Journal of Asset Management* 2, pp. 368-397.
- Lo, A. W. y A. C. Mackinlay (1990): "When are contrarian profits due to stock market overreaction?", *Review of Financial Studies* 3, pp. 175-205.
- Meneu, V. y A. Pardo (2004): "Pre-Holiday effect, large trades and small investor behaviour", *Journal of Empirical Finance* 11, pp. 231-246.
- Meneu, V. y H. Torró (2003): "Asymmetric covariance in spot-futures markets", *The Journal of Futures Markets* 23, pp. 1019-1048.
- Pardo, A y H. Torró (2007): "Trading with asymmetric volatility spillovers", *Journal of Business, Finance and Accounting* aceptado y pendiente de publicación.
- Petrella, G. (2005): "Are euro area small cap stocks an asset class? Evidence from mean-variance spanning tests", *European Financial Management* 11, pp. 229-253.
- Pindyck, R. S. (1984): "Risk, inflation and the stock market", *American Economic Review* 74, pp. 334-351.
- Reinganum, M. (1981): "Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings", *Journal of Financial Economics* 9, pp. 19-46.
- Reinganum, M. (1982): "A direct test of roll's conjecture on the firm size effect", *Journal of Finance* 37, pp. 27-35.
- Schwert, G. W. (1989): "Why does stock market volatility change over time?", *The Journal of Finance* 44, pp. 1115-53.
- White, H. (1980): "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and direct test for heteroskedasticity", *Econometrica* 48, pp. 817-838.
- Wooldridge, J. M. (1990): "A unified approach to robust, regression-based specification tests", *Econometric Theory* 6, pp. 17-43.
- Wu, G. (2001): "The determinants of asymmetric volatility", *The Review of Financial Studies* 14, pp. 837-859.

Abstract

In this article three strongly related questions are studied. First, volatility spillovers between large and small firms in the Spanish stock market are analyzed by using a conditional CAPM with an asymmetric multivariate GARCH-M covariance structure. Results show that there exist bidirectional volatility spillovers between both types of companies, especially after bad news. Second, the volatility feedback hypothesis explaining the volatility asymmetry feature is investigated. Results show significant evidence for this hypothesis. Finally, evidence is obtained showing that in order to avoid error specification in the beta coefficient estimation, it is necessary to use a conditional model. These results are relevant for asset valuation, portfolio management and dynamic hedging strategies design.

Keywords: Volatility Spillovers, GARCH, Large and Small Firms.

Recepción del original, abril de 2006

Versión final, junio de 2007