

**ASIMETRÍAS EN VOLATILIDAD, BETA Y CONTAGIOS
ENTRE EL IBEX-35 Y EL IBEX COMPLEMENTARIO***

Helena Chuliá[†]
Hipòlit Torró[‡]

Palabras Clave: Volatilidad, GARCH, Empresas Grandes y Pequeñas, Prima de Riesgo

Clasificación JEL: C12, C32, G11, G12

* Los autores agradecen la financiación recibida por la CICYT (proyecto BEC2003-09067-C04-04), la Conselleria d'Educació, Ciència i Esport de la Generalitat Valenciana (proyecto GV04A/153) y el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (proyecto 05-2005). En particular, Helena Chuliá agradece la Beca de Postgrado de Formación de Profesorado Universitario concedida por el Ministerio de Educación y Ciencia.

[†] Becaria de investigación del Departament d'Economia Financera de la Universitat de València.

[‡] Profesor del Departament d'Economia Financera de la Universitat de València. Enviar correspondencia a Hipòlit Torró, Facultat d'Economia, Universitat de València, Avda. dels Tarongers s/n, 46022, València, Tel.: 96-382 83 69; Fax: 96-382 83 70, E-mail: hipolit.torro@uv.es

Resumen

El presente trabajo analiza tres cuestiones que se interrelacionan entre sí. En primer lugar se estudia la transmisión de volatilidad entre empresas de gran tamaño y pequeño tamaño en el mercado de valores español a través de un modelo CAPM condicional GARCH-M multivariante asimétrico. Los resultados del estudio muestran que la transmisión de volatilidad se produce entre ambos tipos de empresas. En segundo lugar se explora la hipótesis del efecto *feedback* en la volatilidad como posible explicación de la asimetría de volatilidad de los rendimientos de las acciones, encontrándose evidencia de que dicha hipótesis puede explicar esta asimetría. Finalmente, este estudio contrasta, por primera vez en la doctrina, que las estimaciones no condicionales del coeficiente beta padecen un error de especificación significativo al no reflejar adecuadamente la sensibilidad de su estimador consistente a los comportamientos asimétricos en signo y tamaño de las innovaciones en los rendimientos. Sin embargo, las estimaciones condicionales obtenidas con el modelo CAPM condicional GARCH-M multivariante asimétrico carecen de este error de especificación.

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. Second, the volatility *feedback* hypothesis explaining the volatility asymmetry feature is investigated. Results show significant evidence for this hypothesis. Finally, the study uncovers that conditional beta coefficient estimates within the used model are insensitive to sign and size asymmetries in the unexpected shock returns but the unconditional beta estimate has a significant error specification. This is the first time a test is used to explore this kind of misspecification in beta estimates.

Keywords: Volatility Spillovers, GARCH, Large and Small Firms, Risk Premium

JEL Classification: C12, C32, G11, G12

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, incluso después de ajustar los rendimientos al riesgo del mercado. El descubrimiento de la llamada “prima por tamaño” generó un importante debate sobre la eficiencia del mercado y la valoración de activos y produjo numerosos estudios posteriores que intentaban explicar las razones de este comportamiento diferenciado [Roll (1981), Reinganum (1982), Stoll y Whaley (1983), Schultz (1983), y Blume y Stambaugh (1983) entre otros].

Sin embargo, estudios más recientes muestran que la “prima por tamaño” ha desaparecido [véase Dimson y Marsh (1999), Horowitz *et al.* (2000) y Reilly y Wright (2002)] e incluso que las empresas grandes presentan rendimientos superiores a las pequeñas. Una primera línea de trabajos, relaciona el comportamiento diferenciado de ambos tipos de empresas con las condiciones económicas [Brown *et al.* (1983), Reinganum (1992), Chan y Chen (1991)]. Otra línea de trabajos relaciona este comportamiento diferenciado con las características de mercado de las empresas pequeñas, como por ejemplo el comportamiento de los dividendos, el plazo de financiación o el comportamiento del sector industrial al que pertenecen [Dimson y Marsh (1999) y Levis (2002)].

¹ Véase Levis (2002) para una revisión de la evidencia sobre los rendimientos de las empresas pequeñas.

La evidencia aquí presentada muestra que existen diferencias de comportamiento entre las grandes y pequeñas empresas, lo que sugiere que diversificar invirtiendo en empresas pequeñas puede mejorar el comportamiento de las carteras.

Paralelamente a la línea de investigación anterior, numerosos estudios han demostrado que los rendimientos de las empresas grandes pueden ser utilizados para predecir los rendimientos de las empresas pequeñas, pero no a la inversa [Lo y Mackinlay (1990)]. Esta asimetría en la predicción de los rendimientos no necesariamente implica que toda la información se transmita desde las compañías más capitalizadas a las menos capitalizadas pero sugiere que existen diferencias en la dinámica de los precios de empresas con diferente valor de capitalización [véase Conrad *et al.* (1991)].

Aunque las relaciones entre los rendimientos de empresas con diferente valor de capitalización han sido ampliamente estudiadas en la literatura, la transmisión de volatilidad entre ambas no ha sido suficientemente analizada. El estudio de las relaciones en volatilidad entre las grandes y pequeñas empresas es importante para la gestión de carteras de acciones y para la determinación de los factores de riesgo de carteras discriminadas por tamaño. Conrad *et al.* (1991) encuentran una relación de causalidad unidireccional desde las empresas grandes a las pequeñas en términos de esperanza y volatilidad condicional para empresas americanas. Hendry y Sharma (1999) obtienen resultados similares para empresas australianas y Kroner y Ng (1998) confirman la conclusión de Conrad *et al.* (1991) dentro de un contexto más general

Al estudiar la relación dinámica entre las volatilidades de los rendimientos de empresas grandes y pequeñas hay que tener en cuenta la asimetría de la volatilidad y de la covarianza. 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 llevando a una disminución del precio, 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)]².

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* (efecto apalancamiento), 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.

² La hipótesis del efecto *feedback* en la volatilidad descansa en dos pilares fundamentales: (1) la volatilidad es persistente y (2) existe una relación inter-temporal positiva entre rendimientos esperados y varianzas condicionales [véase Bekaert y Wu (2000)].

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.

Las principales aportaciones de esta investigación son tres. En primer lugar, se analiza la relación dinámica en los momentos condicionales de segundo orden entre empresas grandes y pequeñas en el mercado español, puesto que los estudios empíricos existentes hasta el momento se han centrado en el mercado estadounidense, australiano y nipón. Para ello, se estudiará como responde la matriz de varianzas y covarianzas condicional de empresas grandes y pequeñas a shocks positivos y negativos en los rendimientos de ambos tipos de empresas. Los resultados muestran que los shocks negativos procedentes de cualquier mercado repercuten en la volatilidad del “otro mercado”, por tanto, existe transmisión de volatilidad entre ambos tipos de empresas en las dos direcciones.

En segundo lugar, se explora el efecto *feedback* en la volatilidad como posible explicación de la asimetría de volatilidad de los rendimientos de las acciones, encontrándose que dicha hipótesis puede explicar el comportamiento asimétrico de la volatilidad, tanto a nivel de empresas grandes como pequeñas cotizadas en el mercado bursátil español.

Por último, se contrasta la sensibilidad de las diferentes formas de estimar las betas (condicional y no condicional) a las asimetrías típicas en signo y tamaño que caracterizan la volatilidad y covarianza de la mayoría de activos financieros. El resultado obtenido indica de forma significativa que la estimación no condicional de la beta contiene errores de especificación por su falta de sensibilidad a los patrones típicos de las asimetrías de los momentos de segundo orden. En cambio la estimación condicional de la beta obtenida con el modelo CAPM condicional GARCH-M asimétrico carece de estos problemas de especificación errónea.

El resto del trabajo se estructura del siguiente modo. En la sección 2, se expone el modelo teórico utilizado; 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 lleva a cabo un análisis en profundidad de las asimetrías en los momentos de segundo orden del modelo estimado y en el coeficiente beta de la cartera representativa de las empresas pequeñas; en la sección 6 se realiza un análisis pormenorizado de los contagios de volatilidad entre la cartera representativa de las empresas grandes y las pequeñas. El trabajo concluye con un resumen de los principales resultados obtenidos.

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. En la versión condicional del CAPM que se asume en este trabajo, el rendimiento en exceso esperado del índice de empresas grandes es proporcional a la varianza condicional del índice de empresas grandes y el rendimiento en exceso esperado del índice de empresas pequeñas es proporcional a la covarianza condicional entre el rendimiento del índice pequeño y del índice grande, siendo la proporción (constante) la misma en ambos casos: el precio de mercado al riesgo. Para 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)]. Por tanto, las ecuaciones de la media condicional quedan definidas del siguiente modo³:

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

donde $r_{1,t}$ y $r_{2,t}$ se refieren al rendimiento del índice grande y pequeño respectivamente, Y es el precio del riesgo, $r_{t-1,t}^f$ es el tipo de interés libre de riesgo conocido en $t-1$ y HOL_t es una variable *dummy* que toma valor unitario cuando el próximo rendimiento semanal contiene uno o más días prefestivos.

³ Versión reducida de Bekaert y Wu (2000). Estos autores investigan la volatilidad asimétrica a nivel de empresa y a nivel de mercado, en un marco de trabajo que, a su vez, permite diferenciar entre las dos explicaciones potenciales de este fenómeno: el efecto apalancamiento y el efecto *feedback* en la volatilidad.

Dado que el CAPM permite la variación temporal de los segundos momentos, se emplea un modelo GARCH multivariante para modelizar la covarianza condicional. Los tres modelos GARCH multivariantes más ampliamente utilizados 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 BEKK de Engle y Kroner (1995). Cada uno de estos modelos impone restricciones diferentes sobre la covarianza condicional.

Kroner y Ng (1998) derivan un nuevo modelo GARCH multivariante, el *Asymmetric Dynamic Covariance Matrix model*, ADC. Este modelo recoge los modelos anteriores dado que, bajo determinadas restricciones, se puede obtener cualquiera de ellos. 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.

En el caso bivariante el modelo ADC toma la siguiente forma:

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

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), $\omega_{ij}, b_{ij}, a_{ij}$ 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; (3) si $\phi_{12} = 1$ y $\rho_{12} = 0$ se obtiene el modelo BEKK asimétrico.

Destacan dos ventajas analíticas que se derivan de la modelización simultánea de media y varianza condicional en un contexto multivariante. En primer lugar, la significatividad e importancia del parámetro Y permitirá encontrar evidencia a favor o en contra de la hipótesis del efecto *feedback* en el comportamiento asimétrico de la volatilidad y la covarianza. En segundo lugar, será posible cuantificar la importancia de los efectos cruzados entre los momentos de segundo orden y la repercusión de los mismos sobre los rendimientos esperados.

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-Complementario 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-Complementario se compone de aquellos valores que, estando incluidos en los índices sectoriales de Sociedad de Bolsas, 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-Complementario, 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, el IBEX-Complementario se compone de 40 empresas aproximadamente y 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 IBEX-35 está compuesto por empresas muy grandes y el IBEX-Complementario por empresas muy pequeñas, constituyendo estos índices 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 se obtienen tomando primeras diferencias en el logaritmo de las series de precios⁴. 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.

La utilización de índices de mercado, en lugar de carteras, proporciona dos ventajas a los participantes del mercado. En primer lugar, los participantes pueden tomar señales de las cotizaciones de los índices de mercado, por consiguiente, no es necesario construir carteras y, por otro lado, el coste de la puesta en práctica de estrategias de negociación se puede reducir debido a la existencia de contratos derivados sobre el índice de las acciones de las grandes compañías. Sin embargo, la utilización de índices no ajustados por dividendos conlleva cometer un error de tipo sistemático en la estimación de las primas de riesgo condicionales que aparecen como variable dependiente en el modelo. Por otro lado, 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 orden⁵.

El Gráfico 1 muestra la evolución semanal de los índices IBEX-35 e IBEX-Complementario 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-Complementario, excepto los primeros y últimos años de la muestra.

⁴ Los tests de contraste de raíz unitaria (Dickey-Fuller (1981) y Philips y Perron (1988)) concluyen que ambas series presentan una raíz unitaria.

⁵ El test de Levene de igualdad de varianzas y el test de igualdad de medias entre los rendimientos del IBEX-35 y el IBEX-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, no creemos que el sesgo cometido sea relevante en lo que respecta a las principales conclusiones del trabajo.

La Tabla 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-Complementario y la ausencia en el rendimiento del IBEX-35. 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 ligeramente superior⁶ al de las grandes mientras que en la varianza ocurre lo contrario⁷, pero con diferencias estadísticamente significativas.

La Tabla 2 recoge los rendimientos, volatilidades y coeficientes de correlación, año a año, a lo largo del periodo muestral para los dos índices. Se pueden destacar cuatro hechos en esta tabla. En primer lugar, hay 5 años (1994, 1995, 1999, 2000 y 2002) en los que los índices muestran un rendimiento con distinto signo pero, sin embargo, la hipótesis de igualdad de medias no se puede rechazar. En segundo lugar, todos los años, excepto en el 1990 y 1991, la volatilidad del IBEX-35 es claramente superior a la volatilidad del IBEX-Complementario. Además, en el periodo comprendido entre el año 1999 y 2003 se rechaza la hipótesis de igualdad de varianzas. Por último, la correlación entre los dos índices es positiva y bastante fuerte.

⁶ Equivalente a una diferencia anual media de rendimientos de casi un 1%.

⁷ Equivalente a una diferencia anual media en volatilidades de más del 4%.

Del análisis preliminar realizado a través de la Tabla 1 y 2 podemos concluir que existen diferencias significativas en varianza pero no en media entre ambas series financieras. Sin embargo, sorprende que, en determinados periodos, como por ejemplo durante la crisis de las empresas tecnológicas a lo largo del año 2000, los dos tipos de empresas se comportaron de forma diferente. Este hecho podría indicar que las empresas de gran tamaño y las empresas de pequeño tamaño podrían estar ofreciendo una sensibilidad diferente ante los distintos factores de riesgo. En la última década del siglo pasado, se ha observado una gradual expansión del proceso de globalización económica. Este fenómeno se manifiesta en un incremento de los niveles de interconexión y los vínculos económicos entre las diferentes economías a nivel internacional. La internacionalización económica y financiera ha afectado especialmente a las grandes empresas españolas, tanto por cotizar en las principales bolsas mundiales como por el proceso de expansión internacional llevado a cabo en los últimos años, en especial en Latinoamérica. Este proceso lleva consigo que dichas empresas estén más expuestas a las crisis bursátiles, económicas o sociopolíticas a nivel internacional. Por otro lado, las empresas pequeñas son menos sensibles a las crisis financieras internacionales al depender su actividad económica en mayor medida, de factores económicos locales. Estos resultados señalan que es importante estudiar con más detenimiento las relaciones dinámicas en los momentos de segundo orden entre ambos tipos de empresas.

4. Resultados

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 $(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$ sigue una distribución normal condicional y se aplica el método de quasi-máxima verosimilitud. Bollerslev y Wooldridge (1992) muestran que los errores estándar calculados mediante el método de quasi-máxima verosimilitud son robustos aunque se viole el supuesto de normalidad. El Panel (A) de la Tabla 3 muestra las estimaciones de los parámetros del modelo, todos ellos con un p-valor muy bajo.

Destacan cuatro resultados de la estimación del modelo propuesto. En primer lugar, el precio del riesgo, γ (0.95), es positivo y significativo⁸. 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 siguiente sección, dado que el análisis aislado de los coeficientes no es suficiente.

⁸ La mayoría de estudios encuentran una relación positiva, pero no significativa, entre rendimientos esperados y riesgo [French, Schwert y Stambaugh (1987), Campbell y Hentschel (1992)] o, una relación negativa y significativa [Campbell (1987), Nelson (1991), Glosten, Jagannathan y Runkel (1993)]

El Panel (B) de la Tabla 4 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} (cerca pero significativamente inferior a cero) y ϕ_{12} (cerca pero significativamente diferente de uno) revelan que el modelo ADC estimado posee propiedades similares al modelo BEKK, aunque las restricciones son claramente rechazadas.

La Tabla 4 muestra un análisis de los residuos estandarizados de la estimación. Se puede observar en esta tabla que el modelo es capaz de recoger la heteroscedasticidad presente en las dos series de rendimientos. Sin embargo, el modelo no es capaz de recoger la autocorrelación⁹ presente en la serie de rendimientos del IBEX-Complementario. Sin embargo, cabe destacar que el principal objetivo de este trabajo es modelizar la volatilidad condicional de empresas grandes y pequeñas con el fin de establecer las relaciones dinámicas en los momentos de segundo orden existentes entre ellas y comprobar si se valora el riesgo en el mercado. A este respecto, Nelson (1992) muestra que los errores de especificación en la media condicional no afectan las propiedades de los segundos momentos condicionales.

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-Complementario, excepto en las fechas de mayor volatilidad en ambos índices en las que las dos volatilidades son similares.

⁹ Para proporcionar mayor robustez a los resultados se ha realizado una estimación alternativa. En primer lugar se ha estimado un modelo VAR. Posteriormente, se han ortogonalizado los residuos. Los residuos obtenidos, libres de autocorrelación y correlación simultánea, se han utilizado como variable dependiente del CAPM condicional ADC-M. Los resultados son similares a los obtenidos con el modelo original y están a disposición del lector previa petición a los autores.

El Gráficos 3 muestra los coeficientes beta¹⁰ condicional e incondicional. El coeficiente beta condicional se sitúa ligeramente por encima del nivel medio incondicional en la primera mitad de la muestra y ligeramente por debajo en la segunda mitad. Se observa, a su vez, un número importante de valores bajos del coeficiente de forma aislada. Esta pauta puede indicar cierta asimetría en el comportamiento de la estimación condicional del coeficiente beta que se analizará con mayor detalle en la sección siguiente.

5. Análisis de las asimetrías

El análisis de las asimetrías se realiza en dos etapas. En primer lugar, se presentan las superficies de impacto a las noticias. En segundo lugar, se realiza el test robusto de los momentos condicionales de Woldridge (1990), antes y después de estimar el modelo.

La Tabla 5 muestra la estimación de los momentos incondicionales con el objetivo de favorecer la comprensión de las secciones siguientes.

5.1. 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 del índice grande ($\varepsilon_{1,t-1}$) y pequeño ($\varepsilon_{2,t-1}$) para un rango amplio de valores de los mismos ($\varepsilon_{it} = [-5,5]$ para $i = 1,2$).

¹⁰ El coeficiente beta se ha construido como el cociente entre la covarianza entre el índice de empresas grandes y pequeñas y la varianza del índice de empresas grandes.

El Gráfico 4 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 índice IBEX-35 es muy sensible a sus propios shocks negativos. El mayor aumento de la varianza del índice de empresas pequeñas 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.

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. Este test es robusto a la distribución de probabilidad supuesta [véase Brenner *et al.* (1996)]. El residuo generalizado definido como $v_{ijt} = \varepsilon_{it}\varepsilon_{jt} - \sigma_{ijt}$ para todo $i, j = 1, 2$ mide la distancia entre la estimación obtenida de la varianza o covarianza y su estimador \sqrt{T} -consistente. En el diseño del test se utilizan los mismos indicadores de error de especificación 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 ($\varepsilon_{1,t-1}^2 I(\varepsilon_{1,t-1} < 0)$, $\varepsilon_{1,t-1}^2 I(\varepsilon_{2,t-1} < 0)$, $\varepsilon_{2,t-1}^2 I(\varepsilon_{1,t-1} < 0)$, $\varepsilon_{2,t-1}^2 I(\varepsilon_{2,t-1} < 0)$).

La Tabla 6 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.

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 orden. 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 las betas es interesante dado que permite plantearse la sensibilidad de las diferentes formas de estimar las betas a las asimetrías en volatilidad y covarianza. El test¹¹ de Wooldridge (1990) sobre las betas aparece en la última columna de la Tabla 6. 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 por su falta de sensibilidad ante los distintos patrones de comportamiento de los indicadores de signo, tamaño y origen de los rendimientos. Sin embargo, el Panel (B) refleja que la estimación condicional de la beta es insensible a las asimetrías. En conclusión, si se quiere

¹¹ Siguiendo 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)].

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.

De este último análisis la conclusión que se desprende es que las asimetrías en los momentos de segundo orden no tienen su reflejo en las betas. Al ser la beta un cociente entre covarianza y varianza, las asimetrías del numerador y el denominador tienden a compensarse si ambas mantienen cierta proporcionalidad en la sensibilidad a las asimetrías. Los resultados del test muestran una insensibilidad de la beta al signo y al tamaño del shock. La importancia de este resultado radica en que la beta puede ser tomada como una medida de sensibilidad al riesgo del mercado y lo que se acaba de contrastar es que su estimación condicional no tiene una sensibilidad significativa ante situaciones distintas una vez se incorpora el comportamiento asimétrico a los momentos de segundo orden condicionales.

6. Contagios de Volatilidad

En esta sección se realiza la medición de los contagios de volatilidad entre los dos activos estudiados y la repercusión de los mismos sobre las primas por 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.

La Tabla 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-Complementario.

A través de esta tabla se puede analizar tanto la volatilidad y covarianza asimétrica, como los contagios de volatilidad. Tanto la volatilidad del IBEX-35 y del IBEX-Complementario 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.

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”.

7. Conclusiones

En el presente trabajo 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. Así mismo se explora la hipótesis del efecto *feedback* en la volatilidad como posible explicación de la volatilidad asimétrica de los rendimientos de las acciones.

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 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 con el signo y tamaño de los shocks 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. Cabe destacar que esta es la primera vez que se utiliza un test para contrastar la significatividad de los comportamientos asimétricos al signo y al tamaño de las estimaciones condicionales (y no condicionales) del coeficiente beta.

En tercer y último lugar, se ha realizado un estudio sobre la transmisión de volatilidad entre el índice de empresas grandes y el índice de empresas pequeñas. Del análisis llevado a cabo se concluye que la transmisión de volatilidad entre los dos tipos de empresas es bidireccional y se produce tras las noticias negativas. Este resultado tiene un papel relevante en la valoración de activos, gestión de carteras y estrategias de cobertura.

8. Bibliografía

- Banz, R., 1981. The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics* 9, 1, 3-18.
- Bekaert, G. y G. Wu, 2000. Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets, *The Review of Financial Studies* 13, 1, 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*, 177-181.
- Blume, M. Y R. Stambaugh, 1983. Biases in Computed Returns: An Application to the Size Effect, *Journal of Financial Economics* 12, 3, 387-404.
- Bollerslev, T., Engle, R. F. y J. M. Wooldridge, 1988. A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances, *Journal of Political Economy* 96, 1, 116-131.
- Bollerslev, T., 1990. Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Rates: A Multivariate Generalized ARCH Approach, *Review of Economics and Statistics* 72, 3, 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, 2, 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, 5, 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, 1, 85-107.
- Brown, P., Kleidon, A. y T. Marsh, 1983. New Evidence on the Nature of the Sized-Related Anomalies in Stock Prices, *Journal of Financial Economics* 12, 1, 33-56.

- Campbell, J. Y., 1987. Stock Returns and the Term Structure, *Journal of Financial Economics*, 18, 2, 373-399.
- 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, 3, 281-318.
- Chan, K. C. y N. Chen, 1991. Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms, *Journal of Finance* 46, 4, 1467-1484.
- Chan, K. C., Karolyi, G. A. y R. M. Stulz, 1992. Global Financial Markets and the Risk Premium on U.S. Equity, *Journal of Financial Economics* 32, 2, 137-167.
- Christie, A. A., 1982. The Stochastic Behaviour of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects, *Journal of Financial Economics* 10, 4, 407-432.
- Conrad, J., Gultekin, M. N. y G. Kaul, 1991. Asymmetric Predictability of Conditional Variances, *The Review of Financial Studies* 4, 4, 597-622.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller, 1981. Likelihood Ratios Statistics for Autorregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica* 49, 4, 1057-72.
- Dimson, E. y P. Marsh, 1999, Murphy's Law and Market Anomalies, *Journal of Portfolio Management* 25, 2, 53-69.
- Engle, R. F., 1982. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation, *Econometrica* 50, 4, 987-1008.
- Engle, R. F. y K. F. Kroner, 1995. Multivariate Simultaneous Generalized Arch, *Econometric Theory* 11, 1, 122-150.
- Engle, R. F. y V. K. Ng, 1993. Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, *The Journal of Finance* 48, 5, 1749-1778.
- French, K. R., Schwert, G. W. y R. F. Stambaugh, 1987. Expected Stock Returns and Volatility. *Journal of Financial Economics* 19, 1, 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, 5, 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, 4, 393-406.
- Hentschel, L., 1995. All in the Family Nesting Symmetric and Asymmetric GARCH Models, *Journal of Financial Economics* 39, 1, 71-104.
- Horowitz, J., Loughran, T. Y N. Svin, 2000. Three Analysis of the Firm Size Premium, *Journal of Empirical Finance*, 7, 2, 143-153.
- Kroner, K. F. y V. K. Ng, 1998. Modelling Asymmetric Comovements of Asset Returns, *The Review of Financial Studies* 11, 4, 817-844.
- Levis, M., 2002. The Record of Small Companies: A review of the Evidence, *Journal of Asset Management* 2, 4, 368-397.
- Lo, A. W. y A. C. Mackinlay, 1990. When are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction?, *Review of Financial Studies* 3, 2, 175-205.
- Meneu, V. y A. Pardo, 2004. Pre-Holiday Effect, Large Trades and Small Investor Behaviour, *Journal of Empirical Finance*, 11, 2, 231-246.
- Nelson, D. B., 1991. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a New Approach, *Econometrica* 59, 2, 347-370.
- Nelson, D. B., 1992. Filtering and Forecasting with misspecified ARCH Models I: Getting the right Variance with the wrong Model, *Journal of Econometrics*, 52, 1-2, 61-90.
- Philips, P. C. B. y P. Perron, 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika* 75, 335-346.

- Pindyck, R. S., 1984. Risk, Inflation and the Stock Market, *American Economic Review* 74, 3, 334-351.
- Reilly, F. Y D. Wright, 2002. Alternative Small-Cap Stock Benchmarks, *Journal of Portfolio Management* 28, 3, 82-95.
- Reinganum, M ., 1981. Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies based on Earnings, *Journal of Financial Economics*, 9, 1, 19-46.
- Reinganum, M., 1982. A Direct Test of Roll's Conjecture on the Firm Size Effect, *Journal of Finance* 37,1, 27-35.
- Reinganum, M., 1992. A Revival of the Small Firm Effect, *The Journal of Portfolio Management* 18, 3, 55-62.
- Roll, R., 1981. A Possible Explanation of the Small Firm Effect, *Journal of Finance* 36, 4, 879-888.
- Ross, S. A., 1989. Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy, *The Journal of Finance* 44, 1, 1-17.
- Schultz, P., 1983. Transactions cost and the Small Firm Effect: A Comment, *Journal of Financial Economics* 12, 1, 81-88.
- Schwert, G. W., 1989. Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?, *The Journal of Finance* 44, 5, 1115-53.
- Stoll, H. R. y R. E. Whaley, 1983. Transaction Costs and the Small Firm Effect, *Journal of Financial Economics* 12, 1, 57-80.
- Wooldridge, J. M., 1990. A Unified Approach to Robust, Regression-based Specification Tests, *Econometric Theory* 6, 1, 17-43.
- Wu, G., 2001. The Determinants of Asymmetric Volatility, *The Review of Financial Studies* 14, 3, 837-859.

9. Tablas

Tabla 1. Principales estadísticos de las series de rendimientos de España

	Rendimiento del IBEX-35		Rendimiento del IBEX-Comp.	
Media	0.0012		0.0017	
Test de medias	0.2120	[0.832]		
Varianza	0.0009		0.0006	
Levene Test	34.9973	[0.000]		
Asimetría	-0.4256	[0.000]	-0.5131	[0.000]
Kurtosis	1.4983	[0.000]	3.4045	[0.000]
Normalidad	98.6141	[0.000]	419.886	[0.000]
Q(20)	25.5425	[0.181]	60.3179	[0.000]
Q ² (20)	139.932	[0.000]	199.706	[0.000]
A(20)	57.0122	[0.000]	91.5667	[0.000]

Nota: La frecuencia de los datos es semanal. El test de medias contrasta la hipótesis nula de igualdad de medias y su p-valor aparece entre corchetes. El test Levene contrasta la hipótesis de igualdad de varianzas y su p-valor aparece entre corchetes. 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 q 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.

Tabla 2. Rendimientos, volatilidades y correlaciones.

Año	rendimientos anualizados (%)			volatilidades anualizadas (%)			Correlación ⁽³⁾
	IBEX-35	IBEX- Compl.	Test ⁽¹⁾ medias	IBEX-35	IBEX- Compl.	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

Nota: La frecuencia de los datos es semanal.

(1) Esta columna muestra el test de igualdad de medias. El rechazo de la hipótesis nula de igualdad de medias a un nivel de confianza del 95% se indica con un asterisco (*).

(2) Esta columna muestra el test de igualdad de varianzas conocido como Levene. El rechazo de la hipótesis nula de igualdad de varianzas a un nivel de confianza del 95% se indica con un asterisco (*).

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

(4) Esta columna muestra los resultados correspondientes al periodo comprendido entre el 1 de enero y el 25 de mayo del 2005.

Tabla 3. Estimación del modelo y contraste de hipótesis

Panel (A). Estimación del modelo CAPM condicional ADC-M

	Y=0.95 (0.00)	$\alpha_1 = 0.0015$ (0.00)	$\alpha_2 = 0.0034$ (0.00)
$W =$	$\begin{bmatrix} 0.0063 & 0.0067 \\ (0.00) & (0.00) \\ & 0.0021 \\ & (0.00) \end{bmatrix}$		$B =$
$A =$	$\begin{bmatrix} -0.2630 & -0.0099 \\ (0.00) & (0.09) \\ -0.0343 & -0.2916 \\ (0.00) & (0.00) \end{bmatrix}$		$G =$
			$\begin{bmatrix} 0.9503 & 0.0015 \\ (0.00) & (0.11) \\ -0.0491 & 0.8779 \\ (0.00) & (0.00) \end{bmatrix}$
			$\begin{bmatrix} 0.4215 & 0.5135 \\ (0.00) & (0.00) \\ -0.4934 & -0.5350 \\ (0.00) & (0.00) \end{bmatrix}$
		$\phi_{12} = 1.0055$	
		$\rho_{12} = -0.0036$	

Panel (B). Contraste de hipótesis

Hipótesis nula	Estadístico
BEKK	1.55×10^5 (0.00)
VECH	3.55×10^6 (0.00)
CCORR	3.20×10^6 (0.00)

El Panel (A) presenta los parámetros estimados del modelo CAPM condicional ADC-M definido en las ecuaciones (1) y (2). El p-valor aparece entre paréntesis. Las condiciones necesarias para la estacionariedad del proceso se cumplen. El Panel (B) presenta el test de Wald para contrastar diferentes restricciones sobre el modelo. 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 asimétrico; (2) si $\phi_{12} = b_{12} = b_{21} = a_{12} = a_{21} = g_{12} = g_{21} = 0$, se obtiene el modelo CCORR asimétrico; (3) si $\phi_{12} = 1$ y $\rho_{12} = 0$ se obtiene el modelo BEKK asimétrico. El p-valor de estos tests aparece entre paréntesis.

Tabla 4. Principales estadísticos de los residuos estandarizados

	$\varepsilon_{L,t} / \sqrt{h_{L,t}^2}$		$\varepsilon_{S,t} / \sqrt{h_{S,t}^2}$	
Media	0.0052		-0.0029	
Varianza	0.9834		0.9988	
Asimetría	4.2900	[0.1126]	-0.6085	[0.0000]
Kurtosis	1.0791	[0.0000]	2.35947	[0.0000]
Normalidad	41.1968	[0.0000]	234.065	[0.0000]
Q(20)	25.5770	[0.1802]	54.5221	[0.0000]
Q ² (20)	20.9234	[0.1036]	9.83182	[0.9711]
A(20)	21.0432	[0.3833]	7.81904	[0.9929]

En esta tabla se analizan las propiedades estadísticas de los residuos estandarizados obtenidos en la estimación del modelo recogido en las ecuaciones (1) y (2). Asimetría se refiere al coeficiente de asimetría de las series. La distribución asintótica del coeficiente de asimetría es $N(0,6/T)$, siendo T el tamaño muestral, y la hipótesis nula que se contrasta es si dicho coeficiente es igual a cero. Kurtosis se refiere al coeficiente de Kurtosis de las series. La distribución asintótica del coeficiente de Kurtosis es $N(0,24/T)$, siendo T el tamaño muestral y la hipótesis nula q se contrasta es si dicho coeficiente es igual a cero. 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 las series de residuos estandarizados (en niveles y al cuadrado) que aparecen en la cabecera de las columnas. 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 p-valor de estos tests aparece entre corchetes.

Table 5. Momentos incondicionales

	Momentos incondicionales
Varianza IBEX-35	4.71
Varianza IBEX- Complementario	2.99
Covarianza	2.92
Coefficiente beta	0.62
Correlación	0.78

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

Tabla 6. Test robusto de los momentos condicionales

Panel (A). Rendimientos originales

	$u_{12,t} = r_{1,t}r_{2,t} - \sigma_{12}$	$u_{1,t} = r_{1,t}^2 - \sigma_1^2$	$u_{2,t} = r_{2,t}^2 - \sigma_2^2$	$u_{beta_t} = r_{1,t}r_{2,t} / r_{1,t}^2 - \sigma_{12} / \sigma_1^2$
$I(r_{1,t-1} < 0)$	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 CAPM Condicional-ADC

	$u_{12,t} = \varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t} - \sigma_{12}$	$u_{1,t} = \varepsilon_{1,t}^2 - \sigma_{1,t}^2$	$u_{2,t} = \varepsilon_{2,t}^2 - \sigma_{2,t}^2$	$u_{beta_t} = \varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t} / \varepsilon_{1,t}^2 - \sigma_{12,t} / \sigma_{1,t}^2$
$I(\varepsilon_{1,t-1} < 0)$	0.10825	0.0791841	0.02020	0.02748
$I(\varepsilon_{2,t-1} < 0)$	1.28730	0.0212508	0.00353	0.21586
$I(\varepsilon_{1,t-1} < 0; \varepsilon_{2,t-1} < 0)$	0.50478	0.445375	0.04633	0.14528
$I(\varepsilon_{1,t-1} < 0; \varepsilon_{2,t-1} > 0)$	0.50645	0.0306266	0.02375	0.59168
$I(\varepsilon_{1,t-1} > 0; \varepsilon_{2,t-1} < 0)$	0.81626	0.101018	0.39831	0.01141
$I(\varepsilon_{1,t-1} > 0; \varepsilon_{2,t-1} > 0)$	0.00228	0.923719	0.01846	0.00738
$\varepsilon_{1,t-1}^2 I(\varepsilon_{1,t-1} < 0)$	1.79865	0.326715	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	0.0259686	0.00129	1.56487
$\varepsilon_{2,t-1}^2 I(\varepsilon_{2,t-1} < 0)$	1.79558	0.048851	0.04021	1.77788

El Panel (A) recoge los estadísticos del test robusto de los momentos condicionales aplicados sobre los rendimientos originales, donde σ_1^2 , σ_2^2 , σ_{12} y el coeficiente beta son estimaciones muestrales no condicionales. El Panel (B) refleja los resultados del test sobre los residuos obtenidos en el modelo GARCH asimétrico, donde $\sigma_{1,t}^2$, $\sigma_{2,t}^2$, $\sigma_{12,t}$ y el coeficiente beta_t son las estimaciones condicionales de la varianza del IBEX-35 e IBEX-Complementario, la covarianza entre ambos índices y el coeficiente beta 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. $r_{1,t-1}$ y $r_{2,t-1}$ son las series de los rendimientos del IBEX-35 y el IBEX-Complementario, respectivamente. $\varepsilon_{1,t-1}$ y $\varepsilon_{2,t-1}$ son las series de los shocks en los rendimientos del IBEX-35 y el IBEX-Complementario, 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.

Tabla 7. Sensibilidad de las volatilidades y las primas de riesgo a shocks unitarios (1%).

	Shock IBEX-35		Shock IBEX-Complementario		Shock conjunto (IBEX-35, IBEX-Complementario)			
	(+,·)	(-,·)	(·,+)	(·,-)	(+,+)	(-,-)	(+,-)	(-,+)
IBEX-35								
Volatilidad	1.8966	3.5829	0.2474	3.5665	2.1440	2.2057	3.9215	3.4583
Prima riesgo	0.0320	0.1143	0.0005	0.1132	0.0409	0.0433	0.1369	0.1064
IBEX-Comp.								
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	0.0012	0.1014	0.0046	0.1268	0.0415	0.0422	0.0924	0.0704

Esta tabla 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-Complementario. Todos los incrementos se presentan anualizados y en términos porcentuales. La cabecera de cada columna recoge el signo o signos de los shocks ($\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}$).

10. Gráficos

Gráfico 1. Evolución de los índices durante el periodo de estudio

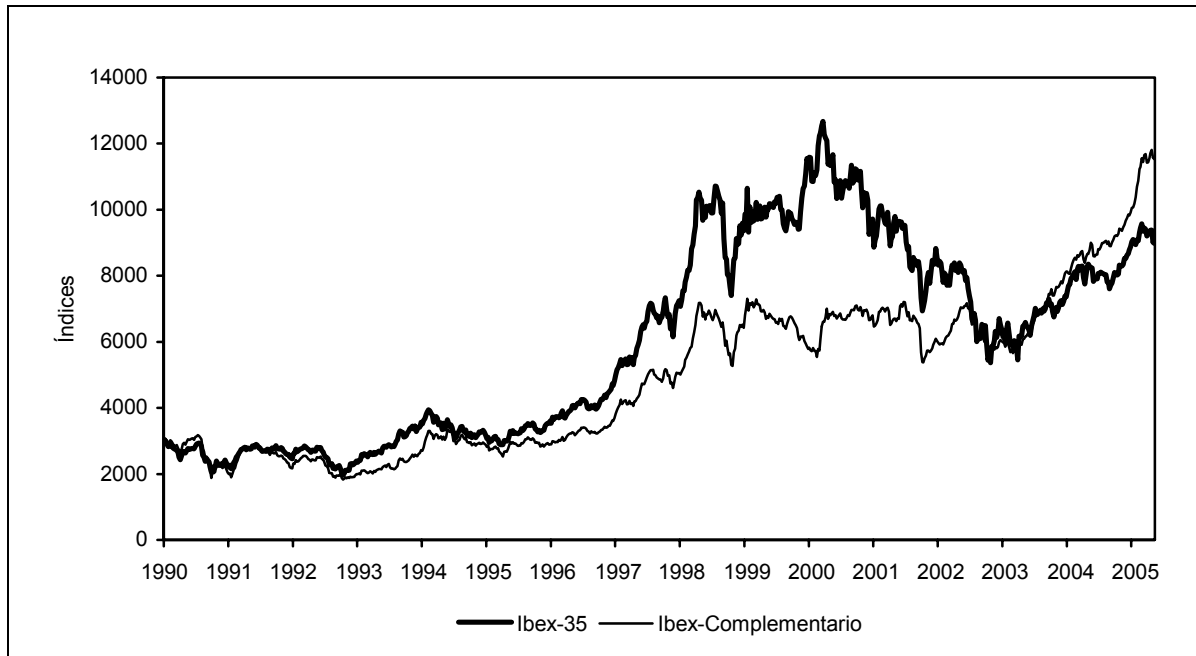


Gráfico 2. Volatilidad condicional anualizada de los índices durante el periodo de estudio

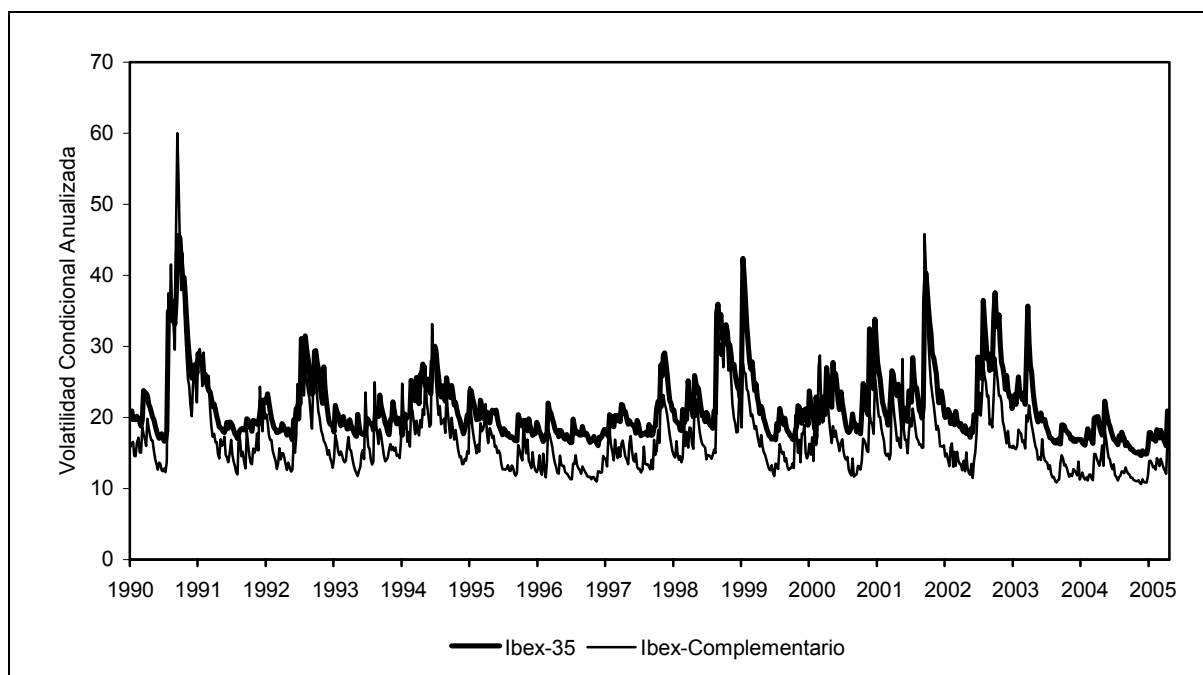


Gráfico 3. Coeficiente beta condicional e incondicional del índice grande respecto al índice pequeño.

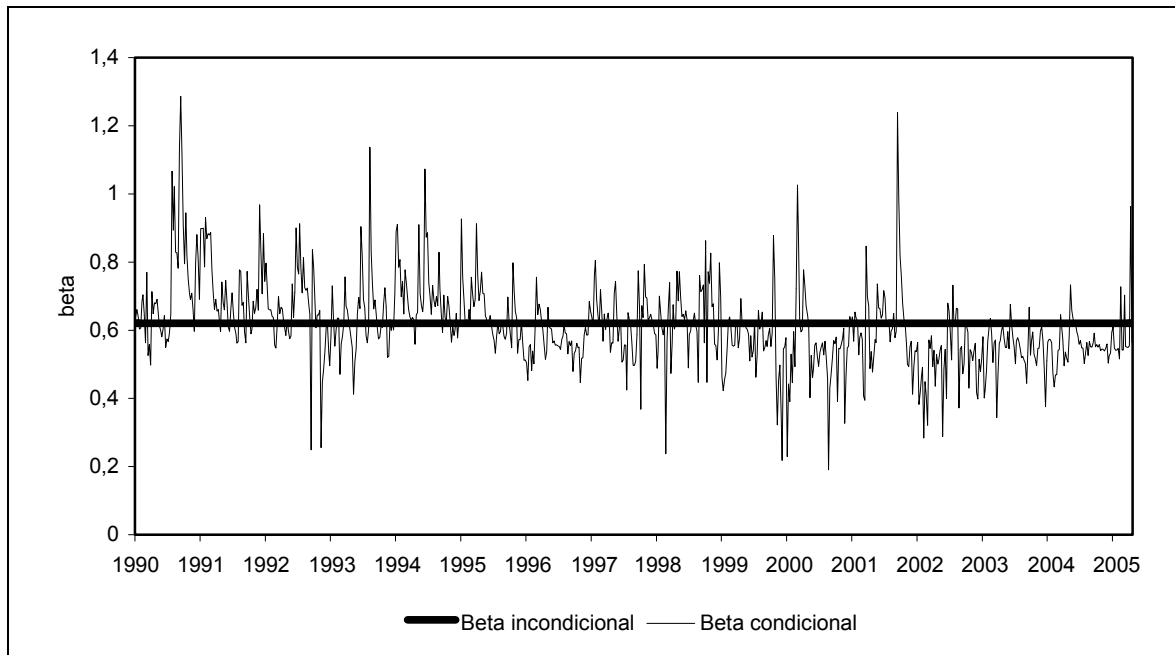


Gráfico 4. "Superficies de impacto a las noticias" del modelo ADC.

