

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

**Helena Chuliá
Hipòlit Torró**

De conformidad con la base quinta de la convocatoria del Programa de Estímulo a la Investigación, este trabajo ha sido sometido a evaluación externa anónima de especialistas cualificados a fin de contrastar su nivel técnico.

ISBN: 84-89116-07-5

La serie **DOCUMENTOS DE TRABAJO** incluye avances y resultados de investigaciones dentro de los programas de la Fundación de las Cajas de Ahorros.

Las opiniones son responsabilidad de los autores.

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

Helena Chuliá[†]
Hipòlit Torró[‡]

Marzo 2005

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

Clasificación JEL: C12, C32, G11, G12

* Versiones preliminares de este trabajo fueron presentadas en el XII Foro de Finanzas, 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. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de los asistentes a dichos encuentros, muy especialmente, los recibidos de Paco Climent, Begoña Font, Luana Gava, Maria del Mar Miralles, Alfonso Novales, Amado Peiró y Pilar Soriano. Cualquier error persistente es exclusiva responsabilidad de los autores. También agradecemos 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. 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 i Actuarial de la Universitat de València. Enviar correspondencia a Helena Chuliá, Facultat d'Economia, Universitat de València, Avda. dels Tarongers s/n, 46022, València, Tel.: 96-382 83 93; Fax.: 96-382 83 70, E-mail: helena.chulia@uv.es

[‡] Profesor del Departament d'Economia Financera i Actuarial de la Universitat de València.

Resumen

El presente trabajo analiza 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 más destacados son: (i) los contagios de mayor contenido informativo, medido a través de los spillovers de volatilidad, entre ambos tipos de empresas se producen después de las noticias negativas; (ii) 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 significativa a favor de la misma; (iii) se contrasta que las estimaciones no condicionales del coeficiente beta padecen un error de especificación significativo al no reflejar adecuadamente 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. Estos resultados tienen un papel relevante en la valoración de activos, la gestión de carteras y el diseño de estrategias dinámicas de cobertura.

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, 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. These results are relevant for asset valuation, portfolio management and dynamic hedging strategies design.

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 empresas*. 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), Blume y Stambaugh (1983) y Gómez Sala y Marhuenda (1998) 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. La búsqueda de explicaciones de la prima por tamaño ha seguido al menos dos líneas de trabajo. Una primera línea 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)].

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

Petrella (2005) muestra que existen diferencias de comportamiento entre las grandes y pequeñas empresas de la zona euro, lo que sugiere que diversificar invirtiendo en empresas de pequeño tamaño puede mejorar el comportamiento de las carteras. Además, es importante destacar el interés que ha despertado la división por tamaño de las empresas cotizadas en la bolsa española. A ello ha contribuido, en gran medida, el mejor comportamiento registrado en bolsa por las empresas de pequeño tamaño en los últimos años. 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 Ibex Medium Cap y el Ibex Small Cap. Estos índices comenzaron a calcularse el 1 de julio de 2005 y 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 inversores[†].

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)].

Si el estudio de las relaciones en rendimiento entre las empresas de gran tamaño y las empresas de pequeño tamaño merece una especial atención, no menos importante es el

[†] Véase Bolsa de Madrid, nº 144, pp. 10-35 (2005) donde aparece un resumen de los principales temas tratados a lo largo del desarrollo del I Foro MEDCAP celebrado en Madrid los días 6 y 7 de Julio del 2005. Dicho Foro se enmarca en el “Proyecto Medium & Small Caps” puesto en marcha por Bolsa 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).

análisis de la transmisión de volatilidad entre ambas. El conocimiento 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 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. Pardo y Torró (2006) estudian la transmisión de volatilidad entre empresas de gran tamaño y pequeño tamaño en el mercado español con el fin de diseñar diferentes estrategias de negociación. Los resultados de dichas estrategias indican un alto contenido informativo de los contagios en ambas direcciones entre los dos tipos de empresas.

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)][‡].

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

[‡] 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)].

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, con el fin de cuantificar, en términos de la prima por riesgo, la transmisión de volatilidad entre los dos tipos de empresas y su impacto en la prima por riesgo. 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 evidencia significativa a favor de dicha hipótesis, tanto a nivel de empresas grandes cotizadas en el mercado bursátil español como pequeñas. Es decir, existe una relación positiva y significativa entre volatilidad y covarianza condicional y la prima por riesgo. Este resultado viene a corroborar y reforzar los obtenidos por Pardo y Torró (2006), dado que estos autores asumen esta hipótesis en el diseño de sus estrategias de negociación.

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 la de las pequeñas. El trabajo concluye con un resumen de los principales resultados obtenidos y sus repercusiones tanto para la gestión de carteras como a nivel institucional.

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 nos permite contrastar la hipótesis del efecto *feedback* en la volatilidad. En la versión condicional del CAPM que se asume en este trabajo, el rendimiento en exceso esperado de la cartera representativa de las empresas grandes es proporcional a la varianza condicional de la cartera representativa de las empresas grandes y el rendimiento en exceso esperado de la cartera representativa de las empresas pequeña es proporcional a la covarianza condicional entre el rendimiento de la cartera representativa de

las empresas grandes y de la cartera representativa de las empresas pequeñas, 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 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* 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 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.

[§] El modelo utilizado es una versión reducida del propuesto por 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.

Kroner y Ng (1998) derivan un nuevo modelo GARCH multivariante, el *Asymmetric Dynamic Covariance Matrix model*, ADC en adelante. Este modelo generaliza 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), ϕ_{12} , ρ_{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.

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 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, constituyendo 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 Ibex 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

^{**} Los tests de contraste de raíz unitaria [Dickey-Fuller (1981) y Philips y Perron (1988)] concluyen que ambas series presentan una raíz unitaria.

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 orden^{††}.

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.

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 Medium Cap y su 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 superior^{‡‡} al de las grandes mientras que en la varianza ocurre lo contrario^{§§}, pero con diferencias estadísticamente significativas.

^{††} 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, el sesgo cometido no es relevante en lo que respecta a las principales conclusiones del trabajo.

^{‡‡} Equivalente a una diferencia anual media de rendimientos de casi un 2.6%.

^{§§} Equivalente a una diferencia anual media en volatilidades de más del 4%.

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 Medium Cap. 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.

Del análisis preliminar realizado a través de las Tablas 1 y 2 podemos concluir que existen diferencias significativas en varianza pero no en media entre ambas series financieras. 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 $(\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t})$ 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. 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) 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 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. Además, en la relación riesgo-rendimiento que establece el CAPM condicional, la varianza condicional del índice de empresas de gran tamaño y la covarianza condicional explican respectivamente el 1.7% y 1.5% de la variación del rendimiento semanal del índice de empresas grandes y pequeñas. Este resultado es sustancial dada la evidencia empírica en la literatura [véase Connor y Korajczyk (1986), Lehman y Modest (1988) y Fama y French (1993)]. 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

^{***} El modelo también se ha estimado teniendo en cuenta los posibles cambios estructurales en la varianza. Los puntos de cambio estructural se han detectado utilizando el algoritmo ICSS [Inclan y Tiao (1994)] y, posteriormente, se han introducido en el modelo GARCH multivariante. Los resultados obtenidos son prácticamente idénticos a los obtenidos con el modelo original y están a disposición del lector previa petición a los autores.

^{†††} La mayoría de estudios encuentran una relación positiva, pero no significativa, entre rendimientos esperados y riesgo [French *et al.* (1987), Campbell y Hentschel (1992)] o, una relación negativa y significativa [Campbell (1987), Nelson (1991)].

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.

El Panel (B) de la Tabla 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 distinto 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.

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 autocorrelación⁺⁺⁺ presente en la serie de rendimientos del Ibex Medium Cap. 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 a las propiedades de los segundos momentos condicionales.

⁺⁺⁺ Con el objetivo de proporcionar mayor robustez a los resultados se ha realizado una estimación alternativa utilizando un modelo capaz de recoger la autocorrelación presente en la serie de rendimientos del índice de empresas pequeñas. 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 modelo CAPM condicional ADC-M. Los resultados son prácticamente idénticos a los obtenidos con el modelo original y están a disposición del lector previa petición a los autores.

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.

El Gráfico 3 muestra la evolución de los coeficientes beta incondicional y condicional, contruidos del siguiente modo:

$$\beta_{12} = \frac{\sum_{t=1}^T [(r_{1,t} - \bar{r}_1)(r_{2,t} - \bar{r}_2)]}{\sum_{t=1}^T (r_{1,t} - \bar{r}_1)^2} \quad (3)$$

$$\beta_{12,t} = \frac{\sigma_{12,t}}{\sigma_{11,t}}$$

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

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 $i = 1,2$).

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 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.

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 superficie de impacto a las noticias de la varianza, covarianza o beta y su estimador \sqrt{T} -consistente. 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:

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

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 robusto de los momentos condicionales 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.

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 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 test^{§§§} de Wooldridge (1990) sobre las betas aparece en la última columna de la

^{§§§} Siguiendo 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

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, 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.

Del 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 contiene 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. 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

de mínima varianza entre el Ibex-35 y su contrato de futuro, mostrando resultados cualitativamente coincidentes con los aquí presentados.

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 Medium Cap. 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 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.

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.

7. Conclusiones

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. El comportamiento diferenciado de ambos tipos de empresas queda patente, por ejemplo, durante la crisis de las empresas tecnológicas a lo largo del año 2000. En dicho año, mientras las grandes empresas ofrecían rendimientos medios negativos, las empresas pequeñas presentaban rendimientos medios positivos y una volatilidad significativamente inferior, indicándonos que las carteras diferenciadas por tamaño podrían estar ofreciendo una sensibilidad muy diferente ante los distintos factores de riesgo.

En el presente artículo se confirma que las empresas españolas de pequeño tamaño son un activo diferenciado que contribuye a aumentar el abanico de inversiones bursátiles y 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, 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, con su consiguiente repercusión en las primas por riesgo. Este resultado tiene un papel relevante en la valoración de activos, gestión activa de carteras y diseño de estrategias de cobertura dinámicas.

8. Bibliografía

- Banz, R. (1981), "The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks", *Journal of Financial Economics* 9, 1, pp. 3-18.
- Bekaert, G. y G. Wu (2000), "Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets", *The Review of Financial Studies* 13, 1, 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.
- Blume, M. y R. Stambaugh (1983), "Biases in Computed Returns: An Application to the Size Effect", *Journal of Financial Economics* 12, 3, pp. 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, 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, 3, 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, 2, 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, 5, 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, 1, pp. 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, pp. 33-56.

- Campbell, J. Y. (1987), "Stock Returns and the Term Structure", *Journal of Financial Economics* 18, 2, pp. 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, pp. 281-318.
- Chan, K. C. y N. Chen (1991), "Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms", *Journal of Finance* 46, 4, pp. 1467-1484.
- Christie, A. A. (1982), "The Stochastic Behaviour of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects", *Journal of Financial Economics* 10, 4, 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.
- Connor, G. y R. Korajczyk (1986), "Performance Measurement with the Arbitrage Pricing Theory: A New Framework for Analysis", *Journal of Financial Economics* 15, pp. 373-394.
- Conrad, J., Gultekin, M. N. y G. Kaul (1991), "Asymmetric Predictability of Conditional Variances", *The Review of Financial Studies* 4, 4, pp. 597-622.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratios Statistics for Autorregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica* 49, 4, pp. 1057-72.
- Dimson, E. y P. Marsh (1999), "Murphy's Law and Market Anomalies", *Journal of Portfolio Management* 25, 2, pp. 53-69.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation", *Econometrica* 50, 4, pp. 987-1008.
- Engle, R. F. y K. F. Kroner (1995), "Multivariate Simultaneous Generalized Arch", *Econometric Theory* 11, 1, 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, 5, pp. 1749-1778.
- Fama, E. y K. French (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics* 33, pp. 3-56.
- French, K. R., Schwert, G. W. y R. F. Stambaugh (1987), "Expected Stock Returns and Volatility", *Journal of Financial Economics* 19, 1, 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", *Journal of Finance* 48, 5, pp. 1779-1801.
- Gómez Sala, J. C. y J. Marhuenda (1998), "La Anomalía del Tamaño en el Mercado de Capitales Español", *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 27, 97, pp. 1033-1059.
- 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* 89, pp. 913-923.
- 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, pp. 393-406.
- Hentschel, L. (1995), "All in the Family Nesting Symmetric and Asymmetric GARCH Models", *Journal of Financial Economics* 39, 1, pp. 71-104.
- Horowitz, J., Loughran, T. y N. Savin (2000), "Three Analysis of the Firm Size Premium", *Journal of Empirical Finance* 7, 2, pp. 143-153.
- Kroner, K. F. y V. K. Ng (1998), "Modelling Asymmetric Comovements of Asset Returns", *The Review of Financial Studies* 11, 4, pp. 817-844.

- Lehmann, B. y D. Modest (1988), “The Empirical Foundations of the Arbitrage Pricing Theory”, *Journal of Financial Economics*, 21, pp. 213-254.
- Levis, M. (2002), “The Record of Small Companies: A review of the Evidence”, *Journal of Asset Management* 2, 4, 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, 2, pp. 175-205.
- Meneu, V. y A. Pardo (2004), “Pre-Holiday Effect, Large Trades and Small Investor Behaviour”, *Journal of Empirical Finance* 11, 2, pp. 231-246.
- Meneu, V. y H. Torró (2003), “Asymmetric Covariance in Spot-Futures Markets”, *The Journal of Futures Markets* 23, 11, pp. 1019-1048.
- Nelson, D. B. (1991), Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a New Approach, *Econometrica* 59, 2, pp. 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, pp. 61-90.
- Pardo, A y H. Torró (2006), “Trading with Asymmetric Volatility Spillovers”, *Journal of Business, Finance and Accounting*, aceptado y pendiente de publicación.
- Philips, P. C. B. y P. Perron (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika* 75, pp. 335-346.
- Petrella, G. (2005), “Are Euro Area Small Cap Stocks an Asset Class? Evidence from Mean-Variance Spanning Tests”, *European Financial Management* 11, 2, pp. 229-253.
- Pindyck, R. S. (1984), “Risk, Inflation and the Stock Market”, *American Economic Review* 74, 3, pp. 334-351.
- Reilly, F. y D. Wright (2002), “Alternative Small-Cap Stock Benchmarks”, *Journal of Portfolio Management* 28, 3, pp. 82-95.

- Reinganum, M. (1981), "Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies based on Earnings", *Journal of Financial Economics* 9, 1, pp. 19-46.
- Reinganum, M. (1982), "A Direct Test of Roll's Conjecture on the Firm Size Effect", *Journal of Finance* 37, 1, pp. 27-35.
- Reinganum, M. (1992), "A Revival of the Small Firm Effect", *The Journal of Portfolio Management* 18, 3, pp. 55-62.
- Roll, R. (1981), "A Possible Explanation of the Small Firm Effect", *Journal of Finance* 36, 4, pp. 879-888.
- Schwert, G. W. (1989), "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?", *The Journal of Finance* 44, 5, pp. 1115-53.
- Stoll, H. R. y R. E. Whaley (1983), "Transaction Costs and the Small Firm Effect", *Journal of Financial Economics* 12, 1, pp. 57-80.
- White, H. (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica* 48, 4, pp. 817-838.
- Wooldridge, J. M. (1990), "A Unified Approach to Robust, Regression-based Specification Tests", *Econometric Theory* 6, 1, pp. 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

	Rendimiento del Ibex-35		Rendimiento del Ibex Medium Cap	
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 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.

Tabla 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

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 fila muestra los resultados correspondientes al periodo comprendido entre el 1 de enero y el 2 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)
$\begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} \\ \cdot & w_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.0063 & 0.0067 \\ (0.00) & (0.00) \\ & 0.0021 \\ & (0.00) \end{bmatrix}$		$\begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.9503 & 0.0015 \\ (0.00) & (0.11) \\ -0.0491 & 0.8779 \\ (0.00) & (0.00) \end{bmatrix}$
$\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.2630 & -0.0099 \\ (0.00) & (0.09) \\ -0.0343 & -0.2916 \\ (0.00) & (0.00) \end{bmatrix}$		$\begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.4215 & 0.5135 \\ (0.00) & (0.00) \\ -0.4934 & -0.5350 \\ (0.00) & (0.00) \end{bmatrix}$
	$\phi_{12} = 1.0055$ (0.00)	
	$\rho_{12} = -0.0036$ (0.00)	

Panel (B). Contraste de hipótesis

Hipótesis nula	Estadístico
BEKK	1.55×10^5 (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 y (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

	$\varepsilon_{1,t} / \sqrt{h_{11,t}^2}$		$\varepsilon_{2,t} / \sqrt{h_{22,t}^2}$	
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). Véanse las notas de la Tabla 1.

Table 5. Momentos incondicionales

Varianza Ibex-35	4.71
Varianza Ibex Medium Cap	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

	$v_{12,t} = r_{1,t}r_{2,t} - \sigma_{12}$	$v_{1,t} = r_{1,t}^2 - \sigma_{11}$	$v_{2,t} = r_{2,t}^2 - \sigma_{22}$	$v_{\beta_{12}} = r_{1,t}r_{2,t} / r_{1,t}^2 - \sigma_{12} / \sigma_{11}$
$I(r_{1,t-1} < 0)$	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	0.0791841	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_{11} , σ_{22} , σ_{12} y β_{12} son estimaciones muestrales no condicionales. El Panel (B) refleja los resultados del test sobre los residuos obtenidos en el modelo GARCH asimétrico, donde $\sigma_{11,t}$, $\sigma_{22,t}$, $\sigma_{12,t}$ y $\beta_{12,t}$ son las estimaciones condicionales de la varianza del Ibex-35 e Ibex Medium Cap, 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. $r_{1,t}$ 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.

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

	Shock Ibex-35		Shock Ibex Medium 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

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 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 ($\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}$).

10. Gráficos

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

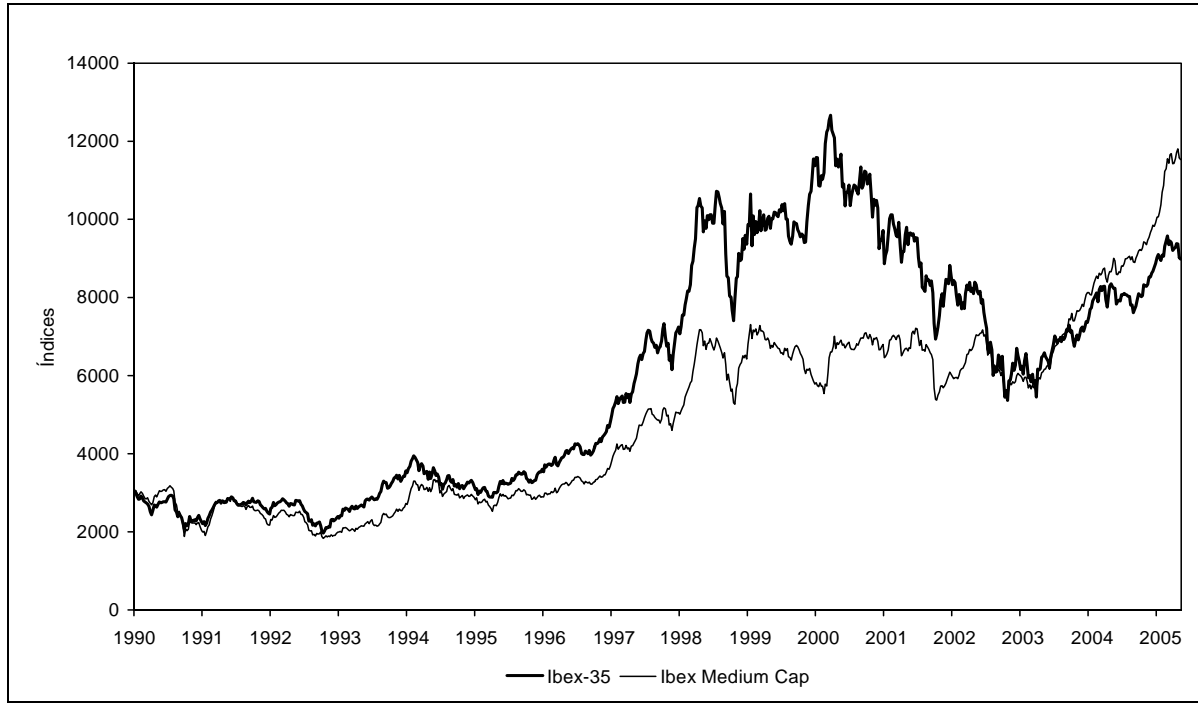


Gráfico 2. Volatilidad condicional anualizada de los índices durante el periodo de estudio

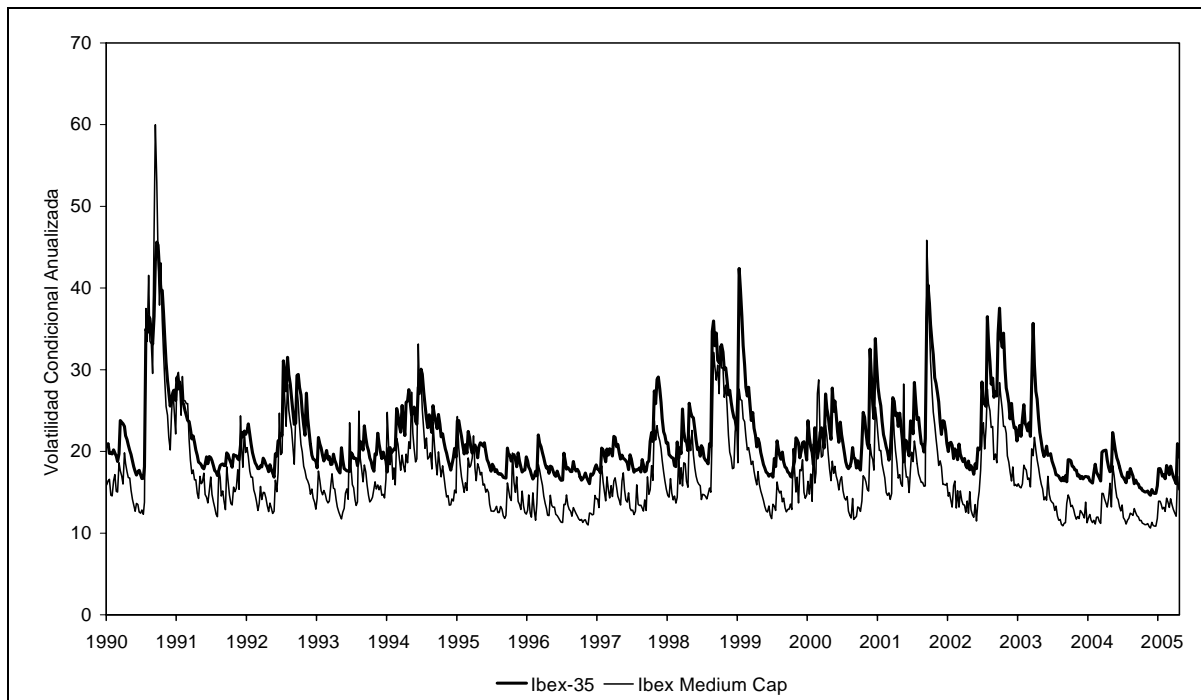


Gráfico 3. Coeficiente beta condicional e incondicional del índice Ibex-35 y el Ibex Medium Cap.

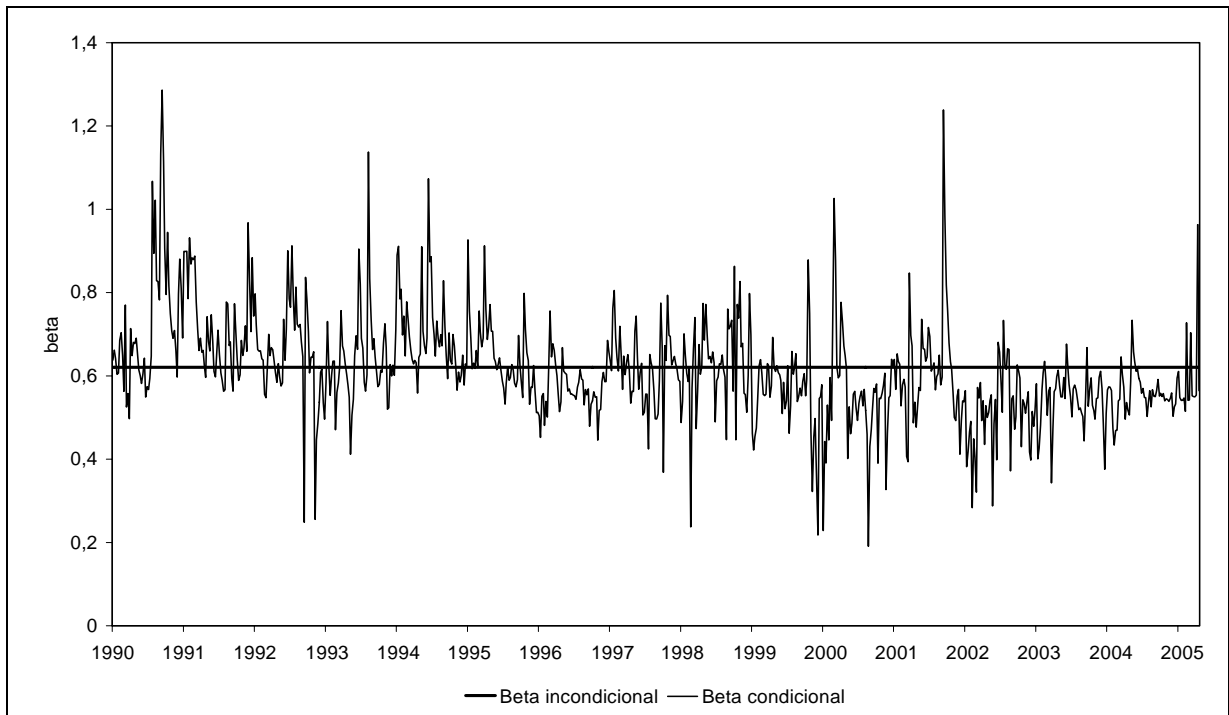
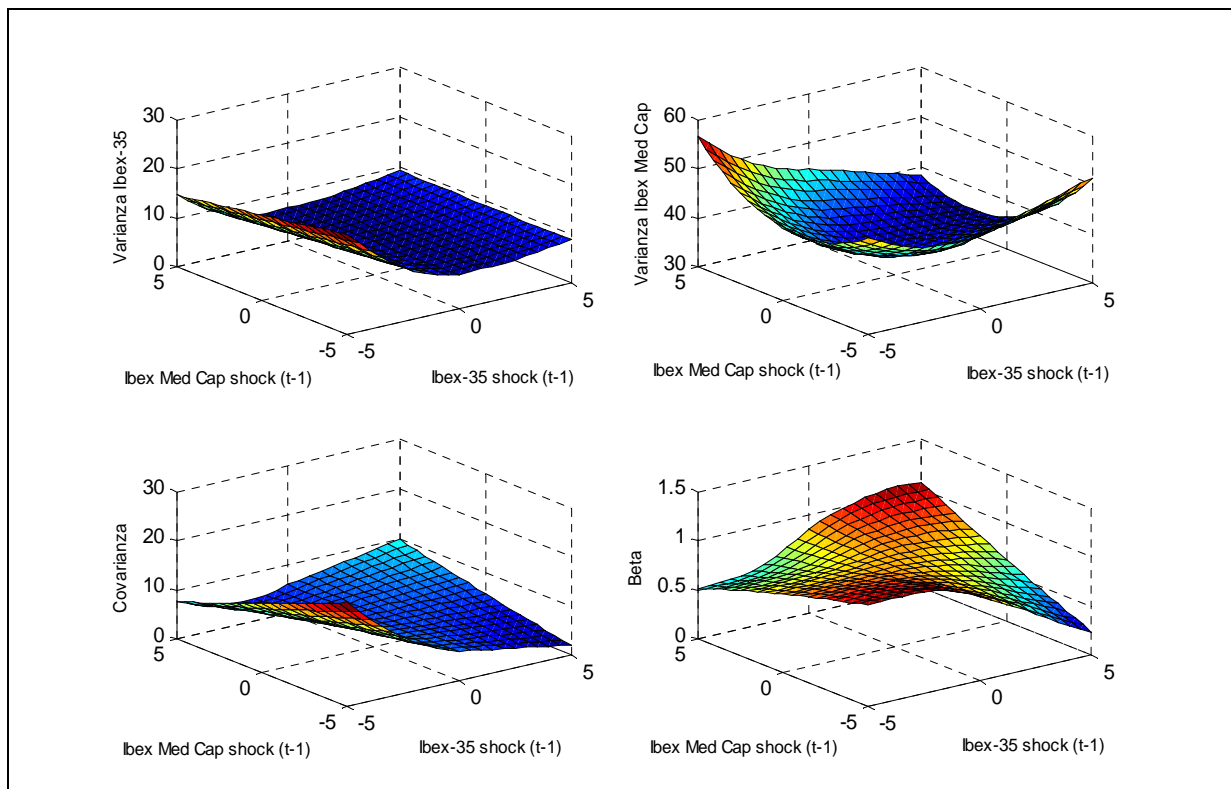


Gráfico 4. "Superficies de impacto a las noticias" del modelo ADC.



FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Últimos números publicados

- 159/2000 Participación privada en la construcción y explotación de carreteras de peaje
Ginés de Rus, Manuel Romero y Lourdes Trujillo
- 160/2000 Errores y posibles soluciones en la aplicación del *Value at Risk*
Mariano González Sánchez
- 161/2000 Tax neutrality on saving assets. The spanish case before and after the tax reform
Cristina Ruza y de Paz-Curbera
- 162/2000 Private rates of return to human capital in Spain: new evidence
F. Barceinas, J. Oliver-Alonso, J.L. Raymond y J.L. Roig-Sabaté
- 163/2000 El control interno del riesgo. Una propuesta de sistema de límites
riesgo neutral
Mariano González Sánchez
- 164/2001 La evolución de las políticas de gasto de las Administraciones Públicas en los años 90
Alfonso Utrilla de la Hoz y Carmen Pérez Esparrells
- 165/2001 Bank cost efficiency and output specification
Emili Tortosa-Ausina
- 166/2001 Recent trends in Spanish income distribution: A robust picture of falling income inequality
Josep Oliver-Alonso, Xavier Ramos y José Luis Raymond-Bara
- 167/2001 Efectos redistributivos y sobre el bienestar social del tratamiento de las cargas familiares en
el nuevo IRPF
Nuria Badenes Plá, Julio López Laborda, Jorge Onrubia Fernández
- 168/2001 The Effects of Bank Debt on Financial Structure of Small and Medium Firms in some Euro-
pean Countries
Mónica Melle-Hernández
- 169/2001 La política de cohesión de la UE ampliada: la perspectiva de España
Ismael Sanz Labrador
- 170/2002 Riesgo de liquidez de Mercado
Mariano González Sánchez
- 171/2002 Los costes de administración para el afiliado en los sistemas de pensiones basados en cuentas
de capitalización individual: medida y comparación internacional.
José Enrique Devesa Carpio, Rosa Rodríguez Barrera, Carlos Vidal Meliá
- 172/2002 La encuesta continua de presupuestos familiares (1985-1996): descripción, representatividad
y propuestas de metodología para la explotación de la información de los ingresos y el gasto.
Llorenç Pou, Joaquín Alegre
- 173/2002 Modelos paramétricos y no paramétricos en problemas de concesión de tarjetas de credito.
Rosa Puertas, María Bonilla, Ignacio Olmeda

- 174/2002 Mercado único, comercio intra-industrial y costes de ajuste en las manufacturas españolas.
José Vicente Blanes Cristóbal
- 175/2003 La Administración tributaria en España. Un análisis de la gestión a través de los ingresos y de los gastos.
Juan de Dios Jiménez Aguilera, Pedro Enrique Barrilao González
- 176/2003 The Falling Share of Cash Payments in Spain.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
Publicado en "Moneda y Crédito" nº 217, pags. 167-189.
- 177/2003 Effects of ATMs and Electronic Payments on Banking Costs: The Spanish Case.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
- 178/2003 Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union.
Joaquín Maudos y Juan Fernández Guevara
- 179/2003 Los planes de stock options para directivos y consejeros y su valoración por el mercado de valores en España.
Mónica Melle Hernández
- 180/2003 Ownership and Performance in Europe and US Banking – A comparison of Commercial, Co-operative & Savings Banks.
Yener Altunbas, Santiago Carbó y Phil Molyneux
- 181/2003 The Euro effect on the integration of the European stock markets.
Mónica Melle Hernández
- 182/2004 In search of complementarity in the innovation strategy: international R&D and external knowledge acquisition.
Bruno Cassiman, Reinhilde Veugelers
- 183/2004 Fijación de precios en el sector público: una aplicación para el servicio municipal de suministro de agua.
M^a Ángeles García Valiñas
- 184/2004 Estimación de la economía sumergida en España: un modelo estructural de variables latentes.
Ángel Alañón Pardo, Miguel Gómez de Antonio
- 185/2004 Causas políticas y consecuencias sociales de la corrupción.
Joan Oriol Prats Cabrera
- 186/2004 Loan bankers' decisions and sensitivity to the audit report using the belief revision model.
Andrés Guiral Contreras and José A. Gonzalo Angulo
- 187/2004 El modelo de Black, Derman y Toy en la práctica. Aplicación al mercado español.
Marta Tolentino García-Abadillo y Antonio Díaz Pérez
- 188/2004 Does market competition make banks perform well?.
Mónica Melle
- 189/2004 Efficiency differences among banks: external, technical, internal, and managerial
Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso

- 190/2004 Una aproximación al análisis de los costes de la esquizofrenia en España: los modelos jerárquicos bayesianos
F. J. Vázquez-Polo, M. A. Negrín, J. M. Cavasés, E. Sánchez y grupo RIRAG
- 191/2004 Environmental proactivity and business performance: an empirical analysis
Javier González-Benito y Óscar González-Benito
- 192/2004 Economic risk to beneficiaries in notional defined contribution accounts (NDCs)
Carlos Vidal-Meliá, Inmaculada Domínguez-Fabian y José Enrique Devesa-Carpio
- 193/2004 Sources of efficiency gains in port reform: non parametric malmquist decomposition tfp index for Mexico
Antonio Estache, Beatriz Tovar de la Fé y Lourdes Trujillo
- 194/2004 Persistencia de resultados en los fondos de inversión españoles
Alfredo Ciriaco Fernández y Rafael Santamaría Aquilué
- 195/2005 El modelo de revisión de creencias como aproximación psicológica a la formación del juicio del auditor sobre la gestión continuada
Andrés Guiral Contreras y Francisco Esteso Sánchez
- 196/2005 La nueva financiación sanitaria en España: descentralización y prospectiva
David Cantarero Prieto
- 197/2005 A cointegration analysis of the Long-Run supply response of Spanish agriculture to the common agricultural policy
José A. Mendez, Ricardo Mora y Carlos San Juan
- 198/2005 ¿Refleja la estructura temporal de los tipos de interés del mercado español preferencia por la liquidez?
Magdalena Massot Perelló y Juan M. Nave
- 199/2005 Análisis de impacto de los Fondos Estructurales Europeos recibidos por una economía regional: Un enfoque a través de Matrices de Contabilidad Social
M. Carmen Lima y M. Alejandro Cardenete
- 200/2005 Does the development of non-cash payments affect monetary policy transmission?
Santiago Carbó Valverde y Rafael López del Paso
- 201/2005 Firm and time varying technical and allocative efficiency: an application for port cargo handling firms
Ana Rodríguez-Álvarez, Beatriz Tovar de la Fe y Lourdes Trujillo
- 202/2005 Contractual complexity in strategic alliances
Jeffrey J. Reuer y Africa Ariño
- 203/2005 Factores determinantes de la evolución del empleo en las empresas adquiridas por opa
Nuria Alcalde Fradejas y Inés Pérez-Soba Aguilar
- 204/2005 Nonlinear Forecasting in Economics: a comparison between Comprehension Approach versus Learning Approach. An Application to Spanish Time Series
Elena Olmedo, Juan M. Valderas, Ricardo Gimeno and Lorenzo Escot

- 205/2005 Precio de la tierra con presión urbana: un modelo para España
Esther Decimavilla, Carlos San Juan y Stefan Sperlich
- 206/2005 Interregional migration in Spain: a semiparametric analysis
Adolfo Maza y José Villaverde
- 207/2005 Productivity growth in European banking
Carmen Murillo-Melchor, José Manuel Pastor y Emili Tortosa-Ausina
- 208/2005 Explaining Bank Cost Efficiency in Europe: Environmental and Productivity Influences.
Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso
- 209/2005 La elasticidad de sustitución intertemporal con preferencias no separables intratemporalmente: los casos de Alemania, España y Francia.
Elena Márquez de la Cruz, Ana R. Martínez Cañete y Inés Pérez-Soba Aguilar
- 210/2005 Contribución de los efectos tamaño, book-to-market y momentum a la valoración de activos: el caso español.
Begoña Font-Belaire y Alfredo Juan Grau-Grau
- 211/2005 Permanent income, convergence and inequality among countries
José M. Pastor and Lorenzo Serrano
- 212/2005 The Latin Model of Welfare: Do 'Insertion Contracts' Reduce Long-Term Dependence?
Luis Ayala and Magdalena Rodríguez
- 213/2005 The effect of geographic expansion on the productivity of Spanish savings banks
Manuel Illueca, José M. Pastor and Emili Tortosa-Ausina
- 214/2005 Dynamic network interconnection under consumer switching costs
Ángel Luis López Rodríguez
- 215/2005 La influencia del entorno socioeconómico en la realización de estudios universitarios: una aproximación al caso español en la década de los noventa
Marta Rahona López
- 216/2005 The valuation of spanish ipos: efficiency analysis
Susana Álvarez Otero
- 217/2005 On the generation of a regular multi-input multi-output technology using parametric output distance functions
Sergio Perelman and Daniel Santin
- 218/2005 La gobernanza de los procesos parlamentarios: la organización industrial del congreso de los diputados en España
Gonzalo Caballero Miguez
- 219/2005 Determinants of bank market structure: Efficiency and political economy variables
Francisco González
- 220/2005 Agresividad de las órdenes introducidas en el mercado español: estrategias, determinantes y medidas de performance
David Abad Díaz

- 221/2005 Tendencia post-anuncio de resultados contables: evidencia para el mercado español
Carlos Forner Rodríguez, Joaquín Marhuenda Fructuoso y Sonia Sanabria García
- 222/2005 Human capital accumulation and geography: empirical evidence in the European Union
Jesús López-Rodríguez, J. Andrés Faña y Jose Lopez Rodríguez
- 223/2005 Auditors' Forecasting in Going Concern Decisions: Framing, Confidence and Information Processing
Waymond Rodgers and Andrés Guiral
- 224/2005 The effect of Structural Fund spending on the Galician region: an assessment of the 1994-1999 and 2000-2006 Galician CSFs
José Ramón Cancelo de la Torre, J. Andrés Faña and Jesús López-Rodríguez
- 225/2005 The effects of ownership structure and board composition on the audit committee activity: Spanish evidence
Carlos Fernández Méndez and Rubén Arrondo García
- 226/2005 Cross-country determinants of bank income smoothing by managing loan loss provisions
Ana Rosa Fonseca and Francisco González
- 227/2005 Incumplimiento fiscal en el irpf (1993-2000): un análisis de sus factores determinantes
Alejandro Estellér Moré
- 228/2005 Region versus Industry effects: volatility transmission
Pilar Soriano Felipe and Francisco J. Climent Diranzo
- 229/2005 Concurrent Engineering: The Moderating Effect Of Uncertainty On New Product Development Success
Daniel Vázquez-Bustelo and Sandra Valle
- 230/2005 On zero lower bound traps: a framework for the analysis of monetary policy in the 'age' of central banks
Alfonso Palacio-Vera
- 231/2005 Reconciling Sustainability and Discounting in Cost Benefit Analysis: a methodological proposal
M. Carmen Almansa Sáez and Javier Calatrava Requena
- 232/2005 Can The Excess Of Liquidity Affect The Effectiveness Of The European Monetary Policy?
Santiago Carbó Valverde and Rafael López del Paso
- 233/2005 Inheritance Taxes In The Eu Fiscal Systems: The Present Situation And Future Perspectives.
Miguel Angel Barberán Lahuerta
- 234/2006 Bank Ownership And Informativeness Of Earnings.
V́ctor M. González
- 235/2006 Developing A Predictive Method: A Comparative Study Of The Partial Least Squares Vs Maximum Likelihood Techniques.
Waymond Rodgers, Paul Pavlou and Andres Guiral.
- 236/2006 Using Compromise Programming for Macroeconomic Policy Making in a General Equilibrium Framework: Theory and Application to the Spanish Economy.
Francisco J. André, M. Alejandro Cardenete y Carlos Romero.

- 237/2006 Bank Market Power And Sme Financing Constraints.
Santiago Carbó-Valverde, Francisco Rodríguez-Fernández y Gregory F. Udell.
- 238/2006 Trade Effects Of Monetary Agreements: Evidence For Oecd Countries.
Salvador Gil-Pareja, Rafael Llorca-Vivero y José Antonio Martínez-Serrano.
- 239/2006 The Quality Of Institutions: A Genetic Programming Approach.
Marcos Álvarez-Díaz y Gonzalo Caballero Miguez.
- 240/2006 La interacción entre el éxito competitivo y las condiciones del mercado doméstico como determinantes de la decisión de exportación en las Pymes.
Francisco García Pérez.
- 241/2006 Una estimación de la depreciación del capital humano por sectores, por ocupación y en el tiempo.
Inés P. Murillo.
- 242/2006 Consumption And Leisure Externalities, Economic Growth And Equilibrium Efficiency.
Manuel A. Gómez.
- 243/2006 Measuring efficiency in education: an analysis of different approaches for incorporating non-discretionary inputs.
Jose Manuel Cordero-Ferrera, Francisco Pedraja-Chaparro y Javier Salinas-Jiménez
- 244/2006 Did The European Exchange-Rate Mechanism Contribute To The Integration Of Peripheral Countries?.
Salvador Gil-Pareja, Rafael Llorca-Vivero y José Antonio Martínez-Serrano
- 245/2006 Intergenerational Health Mobility: An Empirical Approach Based On The Echp.
Marta Pascual and David Cantarero
- 246/2006 Measurement and analysis of the Spanish Stock Exchange using the Lyapunov exponent with digital technology.
Salvador Rojí Ferrari and Ana Gonzalez Marcos
- 247/2006 Testing For Structural Breaks In Variance With additive Outliers And Measurement Errors.
Paulo M.M. Rodrigues and Antonio Rubia
- 248/2006 The Cost Of Market Power In Banking: Social Welfare Loss Vs. Cost Inefficiency.
Joaquín Maudos and Juan Fernández de Guevara
- 249/2006 Elasticidades de largo plazo de la demanda de vivienda: evidencia para España (1885-2000).
Desiderio Romero Jordán, José Félix Sanz Sanz y César Pérez López
- 250/2006 Regional Income Disparities in Europe: What role for location?.
Jesús López-Rodríguez and J. Andrés Faña
- 251/2006 Funciones abreviadas de bienestar social: Una forma sencilla de simultanear la medición de la eficiencia y la equidad de las políticas de gasto público.
Nuria Badenes Plá y Daniel Santín González
- 252/2006 "The momentum effect in the Spanish stock market: Omitted risk factors or investor behaviour?".
Luis Muga and Rafael Santamaría
- 253/2006 Dinámica de precios en el mercado español de gasolina: un equilibrio de colusión tácita.
Jordi Perdiguero García

- 254/2006 Desigualdad regional en España: renta permanente versus renta corriente.
José M.Pastor, Empar Pons y Lorenzo Serrano
- 255/2006 Environmental implications of organic food preferences: an application of the impure public goods model.
Ana Maria Aldanondo-Ochoa y Carmen Almansa-Sáez
- 256/2006 Family tax credits versus family allowances when labour supply matters: Evidence for Spain.
José Felix Sanz-Sanz, Desiderio Romero-Jordán y Santiago Álvarez-García
- 257/2006 La internacionalización de la empresa manufacturera española: efectos del capital humano genérico y específico.
José López Rodríguez
- 258/2006 Evaluación de las migraciones interregionales en España, 1996-2004.
María Martínez Torres
- 259/2006 Efficiency and market power in Spanish banking.
Rolf Färe, Shawna Grosskopf y Emili Tortosa-Ausina.
- 260/2006 Asimetrías en volatilidad, beta y contagios entre las empresas grandes y pequeñas cotizadas en la bolsa española.
Helena Chuliá y Hipòlit Torró.