

LA MODELIZACIÓN DE LA VOLATILIDAD DEL MERCADO BURSÁTIL ESPAÑOL

Francisco Alonso

LA MODELIZACIÓN DE LA VOLATILIDAD DEL MERCADO BURSÁTIL ESPAÑOL

Francisco Alonso (*)

(*) Agradezco los comentarios de Juan Ayuso, Juan Ignacio Peña, María Pérez Jurado, José Viñals, y, especialmente, el apoyo prestado por Fernando Restoy.

Banco de España - Servicio de Estudios
Documento de Trabajo nº 9507

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-367-7

Depósito legal: M-2817-1995

Imprenta del Banco de España

RESUMEN

En este trabajo, se obtiene evidencia empírica sobre las regularidades que caracterizan la volatilidad del mercado español de renta variable. Los modelos estimados presentan, en general, un ajuste modesto y sugieren un comportamiento poco inercial de la volatilidad, caracterizado por cambios asistemáticos de nivel. Una singularidad llamativa del mercado español es la ausencia de una respuesta asimétrica de su volatilidad ante movimientos alcistas y bajistas de los precios.

I. INTRODUCCIÓN

En los últimos años, a partir del trabajo pionero de Engle (1982), han aparecido numerosos estudios que muestran el carácter predecible de la volatilidad de buena parte de las series macroeconómicas más relevantes y sugieren diferentes modelos para caracterizar esa volatilidad. Estos hallazgos han resultado especialmente útiles para el desarrollo de la literatura empírica en economía financiera, en la medida en que el componente predecible de la volatilidad de los rendimientos de los activos aparece, en gran parte de los modelos disponibles, como un elemento determinante del riesgo percibido de la inversión en esos activos. Por ejemplo, el modelo CAPM básico (Sharpe, 1964; Merton, 1973) señala que la prima de riesgo correspondiente a la cartera agregada de la economía debe ser proporcional a la varianza condicional de los rendimientos de esa cartera. El factor de proporcionalidad es el coeficiente de aversión relativa al riesgo agregado de la economía.

De este modo, un primer paso obligado para estudiar la formación de los precios de los activos de renta variable es el estudio de la volatilidad de los rendimientos bursátiles. En concreto, es preciso analizar la forma en que la historia de las series de precios afecta a su volatilidad y detectar la posible existencia de respuestas asimétricas de esta ante movimientos bajistas o alcistas de aquellos.

Hasta el momento, no existe en nuestro país ningún estudio sistemático de estas características y, en consecuencia, no se dispone de evidencia empírica rigurosa que permita caracterizar los determinantes de la evolución del riesgo de la inversión en los activos que cotizan en las bolsas nacionales.

En este trabajo, se pretende cubrir parcialmente este hueco, realizando un estudio comparativo del ajuste de los modelos disponibles de heteroscedasticidad condicional a los rendimientos agregados del mercado bursátil nacional. El objetivo es, por un lado, documentar los elementos característicos más significativos de la volatilidad de los rendimientos nacionales y, por otro, servir de base a un estudio posterior que

intentará estimar los factores determinantes de la remuneración que en España se realiza al riesgo de invertir en activos de renta variable.

El trabajo está estructurado como sigue: en la sección I, se presentan los diversos modelos teóricos que serán aplicados a la serie de rendimientos, cuya construcción se describe brevemente en la sección II, para mostrar, posteriormente, en la sección III, los resultados empíricos y proceder a su validación en la sección IV. La sección V resume las principales conclusiones alcanzadas.

II. DIFERENTES MODELOS DE VOLATILIDAD CONDICIONAL

Con objeto de centrar la discusión de los diferentes modelos de heteroscedasticidad condicional, supongamos una variable Y_t y denominemos U_t a su componente no anticipado en el momento anterior. Así,

$$Y_t = E[Y_t | \Omega_{t-1}] + U_t$$

donde Ω_t es el conjunto de información disponible en t . Naturalmente,

$$E[U_t | \Omega_{t-1}] = 0$$

Denominemos σ_{t-1}^2 a la varianza de Y_t condicionada en el conjunto de información Ω_{t-1} . Es decir,

$$\sigma_{t-1}^2 = \text{Var}[U_t | \Omega_{t-1}] = E[U_t^2 | \Omega_{t-1}]$$

De este modo, la varianza condicional de la variable Y_t es el componente anticipado de la volatilidad de la serie. Se trata, pues, del valor esperado en un período de la variabilidad del componente no anticipado de la serie en el período siguiente, y, por lo tanto, mide el grado de impredecibilidad de la serie percibido por los agentes.

Los diferentes modelos de varianza condicional expresan distintas formas de relacionar las variables que pertenecen al conjunto de información de los agentes en un período con la variabilidad anticipada para el período siguiente. En general, todos los modelos consideran que el elemento más importante, aunque no necesariamente el único, de la varianza condicional es la propia historia de la serie. En lo que resta de esta sección, se presentan algunos de los modelos varianza condicional sugeridos recientemente en la literatura.

1. GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)

Se trata de una generalización debida a Bollerslev (1986) del proceso ARCH⁽¹⁾ introducido por Engle (1982), en la que la varianza condicional, además de depender linealmente del cuadrado de los errores de predicción pasados, incorpora la dependencia de la varianza condicional de p períodos anteriores.

La especificación de un modelo general GARCH (p, q) tiene la tratable forma lineal:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{q-1} a_i U_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p b_j \sigma_{t-j}^2$$

Habitualmente, es posible encontrar ajustes satisfactorios con valores relativamente bajos de p y q (p, q ≤ 2).

La correcta especificación de este modelo incorpora la restricción: $a_i ≥ 0 \quad \forall i, b_j ≥ 0 \quad \forall j$. Esta condición de no negatividad es impuesta con objeto de garantizar que la varianza sea positiva. Las restricciones, además de producir grandes dificultades en el proceso de estimación numérica de los parámetros del modelo, pueden provocar una inercia excesiva en la dinámica de la función, puesto que todo shock tendrá un efecto estrictamente positivo sobre todas las varianzas futuras. Como consecuencia, este modelo no es capaz de capturar comportamientos oscilatorios de la varianza, y su capacidad de reacción ante una sucesión de perturbaciones no homogéneas (con distinta pauta) es muy limitada. Por tanto, el modelo podría ralentizar en exceso la incorporación de nueva información ante una situación de cambio frecuente en la volatilidad.

Una segunda restricción importante que impone este modelo consiste en la existencia de una respuesta simétrica de la varianza a los errores en cada periodo. Así, el efecto de las innovaciones sobre la

$$^1 \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{q-1} a_i U_{t-i}^2$$

varianza es independiente de que estas sean positivas o negativas. Por lo tanto, con este modelo, no es posible analizar en qué medida las malas noticias (rendimientos menores que los esperados) generan más volatilidad que las buenas: una regularidad empírica encontrada con asiduidad (ver e.g. Nelson (1990))⁽²⁾.

2. AGARCH (GARCH Asimétrico)

Este modelo constituye, posiblemente, la manera más sencilla de introducir efectos asimétricos en la especificación de la varianza condicional. Para el caso, más habitual, de un AGARCH (1,1), la especificación es

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + a(U_t + \gamma)^2 + b \sigma_{t-1}^2 = \alpha_0^* + a U_t^2 + \gamma^* U_t + b \sigma_{t-1}^2$$

donde los coeficientes α_0 , a y b están restringidos a ser no negativos, con objeto de garantizar la positividad de la varianza condicional.

En este modelo, permanece la forma lineal, pero se añade el término γ , que permite respuestas de distinta intensidad ante errores pasados, según estos sean positivos o negativos. Así, en comparación con el GARCH (1,1), un valor de γ negativo provoca una respuesta asimétrica, de modo que las perturbaciones positivas producen un menor impacto que las negativas sobre la varianza condicional. Por otra parte, la mínima varianza alcanzable en el sistema no sería la respuesta a una perturbación igual a cero ($U_t = 0$) como ocurre en el modelo GARCH, sino que se produciría para un valor de U_t igual a $-\gamma$.

² La explicación habitual de esta diferente respuesta de la varianza ante innovaciones positivas o negativas es el llamado "efecto apalancamiento" (Black, 1976, y Christie, 1982). Así, una innovación negativa eleva la ratio Deuda/Capital, incrementando el impacto esperado de las innovaciones futuras sobre el rendimiento de las acciones y, en consecuencia, sobre el riesgo de la inversión en estos activos.

3. EGARCH (GARCH Exponencial)

Este modelo (Nelson, 1990) permite, a diferencia del GARCH, recoger respuestas asimétricas de la varianza condicional a las innovaciones pasadas. Por otra parte, no requiere la imposición de restricciones de no negatividad como en los modelos GARCH y AGARCH.

La expresión general del modelo⁽³⁾ es:

$$\ln \sigma_t^2 = a_0 + \sum_{j=1}^p b_j \ln \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=0}^q a_i [\Theta \Psi_{t-i} + (|\Psi_{t-i}| - (2/\pi)^{1/2})]$$

con $\Psi_t = \frac{U_t}{\sigma_{t-1}}$.

La elección de una forma funcional logarítmica facilita el proceso de estimación numérica de los parámetros, ya que asegura la positividad de la varianza durante la ejecución del algoritmo sin necesidad de imponer restricciones sobre los parámetros, como era necesario en los dos modelos anteriores. Por ello, permite la introducción de variables distintas de la propia serie de forma directa, sin necesidad de transformaciones destinadas a garantizar varianzas positivas.

La asimetría de la respuesta de la varianza condicional ante innovaciones positivas o negativas viene recogida por el parámetro Θ . Así, el coeficiente de los errores cuando son positivos es $a_1(1+\Theta)$, mientras que el de los negativos es $a_1(1-\Theta)$. Por lo tanto, con $a_1 > 0$, un Θ positivo (negativo) implica que los shocks positivos (negativos) tienen una influencia mayor que los negativos (positivos) en la volatilidad de la serie. Naturalmente, un valor de Θ igual a 0 indicaría que el efecto de las innovaciones sobre la varianza condicional es independiente de su signo.

³ El último término de la ecuación corresponde a la esperanza de $|\Psi_t|$. Si Ψ_t sigue una distribución Normal (0,1),

$$E[|\Psi_t|] = \left(\frac{2}{\pi}\right)^{1/2}.$$

Otra característica interesante de este modelo es el hecho de que tanto las innovaciones en niveles como en valor absoluto aparecen estandarizadas. De este modo, el modelo mide el impacto de las sorpresas de la serie sobre la volatilidad en función de su poder informativo, cuya unidad de medida es la propia varianza condicional de la serie.

Este modelo es el que ha ofrecido los mejores resultados en la aplicación empírica a series financieras internacionales.

4. TGARCH (GARCH Umbra)

Esta modelización, propuesta por Rabemananjara y Zakoïan (1992), intenta, como en las especificaciones AGARCH y EGARCH, recoger efectos asimétricos. Por otra parte, en sus versiones menos restringidas, permite respuestas muy diversas de la varianza a las innovaciones, pudiendo recoger comportamientos cíclicos. La especificación, en este caso, constituye un modelo para la desviación típica condicional y no la varianza.

La forma de un modelo TGARCH (p, q) restringido es:

$$\sigma_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{q-1} (a_i^+ U_{t-i}^+ - a_i^- U_{t-i}^-) + \sum_{j=1}^p b_j \sigma_{t-j}$$

donde:

$$U_t^+ = \text{Max}(U_t, 0)$$

el sup. signa en

$$U_t^- = \text{Min}(U_t, 0)$$

con todos los b_j positivos. La igualdad de coeficientes en algún i ($a_i^+ = a_i^-$), implica que la influencia sobre la varianza condicional del error cometido

en $t-i$ depende solo de su tamaño y no de su signo (simetría). De este modo, en la medida en que los coeficientes están restringidos a ser no negativos, este modelo ofrece únicamente una especificación lineal capaz de captar asimetrías. Más interesante es el modelo que resulta de eliminar las restricciones de positividad sobre los parámetros b_j ⁽⁴⁾. La expresión del modelo, en este caso, es:

$$\sigma_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{q-1} (a_i^+ U_{t-i}^+ - a_i^- U_{t-i}^-) + \sum_{j=1}^p (b_j^+ \sigma_{t-j}^+ - b_j^- \sigma_{t-j}^-)$$

donde

$$\sigma_t^+ = \text{Max } (\sigma_t, 0)$$

$$\sigma_t^- = \text{Min } (\sigma_t, 0)$$

Así definido, el modelo obtiene mayores posibilidades en la captación del comportamiento de la varianza condicional y, en concreto, puede recoger pautas cíclicas de esta. Por otra parte, la libertad de los parámetros no provoca problemas durante el proceso de estimación, porque la varianza condicional (sobre la que está definida la función objetivo) es el cuadrado de la desviación típica. Sin embargo, la obtención de valores negativos para σ_t dificulta, lógicamente, su interpretación.

En conclusión, este modelo permite respuestas asimétricas más flexibles que el EGARCH y, a diferencia de este, posee la ventaja de una especificación aditiva, más simple que la exponencial. Sin embargo, conlleva el coste de que su versión no restringida desvirtúa la noción de desviación típica.

⁴ Si se postula una distribución simétrica para las innovaciones, α_0 ha de ser positivo a efectos de identificabilidad de los parámetros.

5. Modelo de 2 regímenes de Hamilton

En este modelo, se propone un proceso estocástico con dos regímenes, de manera que la variable aleatoria U_t sigue un proceso AR de orden m con media y varianza dependientes del estado en que se halle la economía (S_t), variable que puede tomar los valores 0 y 1, y no es observable por el analista.

El modelo es:

$$U_t = \mu(S_t) + \sum_{i=1}^m \phi_i [U_{t-i} - \mu(S_{t-i})] + \epsilon_t$$

donde $\mu(S_t)$ es la media de la variable U_t condicionada al estado S_t , y se parametriza como $\mu(S_t) = \alpha_0 + \alpha_1 S_t$. $\epsilon_t = \sigma(S_t) V_t$, con V_t NID(0,1). Y $\sigma(S_t) = \omega_0 + \omega_1 S_t$, donde $\omega_1 > 0$. Esta restricción identifica los períodos en que la variable de estado (S_t) es uno como los de mayor varianza.

Las probabilidades de cada estado de la naturaleza condicionadas al estado vigente en el período anterior son:

$$p(S_t=1|S_{t-1}=1) = p \quad p(S_t=1|S_{t-1}=0) = 1-q$$

$$p(S_t=0|S_{t-1}=1) = 1-p \quad p(S_t=0|S_{t-1}=0) = q$$

Los agentes no conocen el régimen vigente en cada momento, por lo que asignan a cada estado una probabilidad que depende del valor de todas las observaciones pasadas de la variable, es decir, estiman $p(S_t = i | \Omega_t)$, $i = 0, 1$, con $\Omega_t = (U_t, U_{t-1}, \dots, U_0)$.

La varianza condicional de este modelo es:

$$\begin{aligned}
\sigma_t^2 &= \left[E[\sigma^2(S_{t+1}) \mid S_t = 1] + \text{Var}(\mu(S_{t+1}) \mid S_t = 1) \right] \cdot p(S_t = 1 \mid \Omega_t) + \\
&\quad + \left[E[\sigma^2(S_{t+1}) \mid S_t = 0] + \text{Var}(\mu(S_{t+1}) \mid S_t = 0) \right] \cdot p(S_t = 0 \mid \Omega_t) = \\
&= \left[[\omega_0 + \omega_1 p]^2 + \omega_1^2 p (1-p) + \alpha_1^2 p (1-p) \right] \cdot p(S_t = 1 \mid \Omega_t) + \\
&\quad + \left[[\omega_0 + \omega_1 (1-q)]^2 + \omega_1^2 q (1-q) + \alpha_1^2 q (1-q) \right] \cdot p(S_t = 0 \mid \Omega_t)
\end{aligned}$$

Así, la varianza condicional es una combinación lineal convexa variable en el tiempo de dos números fijos determinados por los parámetros estimados en el modelo. La proporción en que cada uno entra depende de la probabilidad asignada a encontrarse en cada estado condicionada a las variables observadas en todos los períodos anteriores.

Al igual que ocurría en el modelo GARCH, la estructura de la varianza condicional es totalmente simétrica, reproduciendo respuestas idénticas de la varianza a las innovaciones con independencia del signo de estas. Sin embargo, este modelo consigue cambios más radicales que los anteriores en el valor de la varianza condicional al permitir cambios discretos de régimen y, así, posibilitar que aquella responda a las innovaciones de modo menos inercial.

En las secciones siguientes, se presentan y comparan los resultados de la estimación de estos modelos con datos referentes al mercado bursátil nacional. Previamente, se señalan los datos utilizados.

III. DATOS

Los únicos datos requeridos en este trabajo son los necesarios para construir una serie mensual de excesos de rendimientos de una cartera de renta variable respecto a un activo sin riesgo.

La rentabilidad de una cartera española de renta variable ha sido construida a partir de los índices con dividendos reinvertidos de la Bolsa de Madrid publicados en Morgan Stanley Capital International Perspective, referidos al último día de cotización de cada mes. La elección de este índice, en lugar del elaborado por la propia Bolsa de Madrid, se debe a dos razones. En primer lugar, es la opción obvia si se tiene en cuenta que este estudio constituye un paso previo para la modelización del riesgo que conlleva el mantenimiento de los activos componentes de la cartera española como parte de una cartera que incluye activos de todo el mundo, cuyos rendimientos están tomados de las publicaciones de Morgan Stanley. En segundo lugar, el índice utilizado no solo tiene una representatividad elevada, sino que, además, contiene un cuidadoso tratamiento de las ampliaciones de capital y del reparto de dividendos.

Respecto al activo sin riesgo, debido a la no disponibilidad de un activo seguro de rendimiento mensual para un período suficientemente amplio, se ha optado por utilizar el agregado monetario correspondiente a la diferencia entre M3 y M2. Este activo se compone principalmente de depósitos a plazo, y recoge, además, empréstitos del sistema bancario, depósitos en moneda extranjera en manos de empresas y familias, cesiones temporales de activos y participaciones de activo. (Ver Cuenca (1994)). Su rentabilidad ha sido calculada como la media ponderada de la rentabilidad de sus componentes. Las ponderaciones están basadas en los saldos vivos de cada componente.

La muestra comienza en febrero de 1974 y finaliza en diciembre de 1992.

IV. ESTIMACIÓN

Denotando por y_t a la prima de riesgo en t (construida según se menciona en el epígrafe anterior), supondremos que en cada momento del tiempo t , y_{t+1} tiene una distribución probabilística condicionada al conjunto de información relevante que es Normal de media μ_t y varianza σ_t^2 . Es decir,

$$E[y_{t+1} | \Omega_t] = \mu_t \quad y \quad V[y_{t+1} | \Omega_t] = \sigma_t^2$$

Con objeto de estimar la media condicional de las primas de riesgo, y siguiendo la evidencia empírica disponible para otros países sobre la predecibilidad de los rendimientos, se han realizado regresiones sobre variables pasadas (susceptibles de formar parte del conjunto de información) para analizar en qué medida las primas son predecibles en el caso español. Las variables elegidas han sido retardos de la propia serie y observaciones de la ratio dividendo/precio. Asimismo, se ha intentado captar pautas estacionales en los rendimientos. Para ello se han regresado los rendimientos sobre variables ficticias mensuales. En ningún caso se han encontrado componentes predecibles en las primas de riesgo nacionales. De este modo, se ha optado por suponer que la media condicional de la serie de primas de riesgo puede ser aproximada por una constante.

La estimación de los diversos modelos de heteroscedasticidad condicional se ha realizado por el método de máxima verosimilitud. Para ello, se ha supuesto que la serie y_t sigue una distribución condicional normal, con media constante (μ) y varianza condicional σ_{t-1}^2 . Así, el logaritmo de la función de verosimilitud puede escribirse como $L = \sum_{t=1} l_t$, con:

$$l_t = \text{constante} - \frac{1}{2} \ln \sigma_{t-1}^2 - \frac{1}{2} \frac{u_t^2}{\sigma_{t-1}^2}$$

donde $u_t = y_t - \mu$.

Los modelos para la varianza condicional serán comparados sobre la base de la significatividad de los parámetros (su t-ratio aparece entre paréntesis), el test de especificación de Engle y Ng (1993) y su poder explicativo. Este último es medido por el R^2 resultante de regresar los residuos al cuadrado sobre la varianza condicional ajustada para cada modelo, ya que, como $E_t [U_{t+1}^2] = \sigma_t^2$, $U_{t+1}^2 = \sigma_t^2 + \epsilon_{t+1}^2$ con $E_t [\epsilon_{t+1}] = 0$.

Para cada modelo, además, se presenta su Curva del Impacto de Noticias, propuesta por Engle y Ng. Esta curva permite ilustrar la respuesta dinámica de la varianza condicional ante una innovación en la serie, y así constituye la representación gráfica del efecto que produce una perturbación sobre la varianza condicional del período siguiente, eliminando la influencia de toda información anterior⁽⁵⁾. Recoge, por tanto, la forma en que se incorpora al sistema la última noticia. Así, permite observar fácilmente la forma de la asimetría detectada por el modelo en cuestión. En concreto, la existencia de una respuesta mayor (menor) de la varianza condicional ante las innovaciones negativas que ante las positivas, se reflejaría en una curva sesgada hacia la izquierda (derecha).

1. ESTIMADOR EN DOS ETAPAS

Con objeto de obtener una cota mínima para el poder explicativo aceptable de la modelización de la varianza condicional, se han

⁵ Cuando la especificación del modelo incorpora la dependencia de la varianza condicional pasada, la curva se representa con esta prefijada, habitualmente en el valor de la varianza muestral.

realizado autorregresiones de los residuos al cuadrado. Esto es, se ha estimado el modelo:

$$\hat{u}_{t+1}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{m-1} \beta_i \hat{u}_{t-i}^2 + \varepsilon_{t+1}$$

En la primera etapa, destinada a la elección de m , se realizó una autorregresión con 12 retardos, obteniéndose que solo resultaban significativos al 5% los coeficientes de los retardos cuarto y octavo, y al 10% los del segundo y quinto. Por tanto, en la segunda etapa se estimó el modelo con $m = 8$. No obstante, en la medida en que no todos los coeficientes β estimados son positivos, este modelo no puede garantizar la positividad de la variable dependiente con probabilidad uno. Este problema reaparece dentro de la muestra en todas las autorregresiones efectuadas con más de cuatro retardos, por lo que este último fue el orden finalmente elegido. El R^2 encontrado para este modelo (0.0213) ofrece un punto de referencia para comparar los modelos con mejores propiedades teóricas.

2. GARCH

Los resultados de la estimación más aceptable con parámetros restringidos a ser positivos tiene la forma GARCH (1,1):

$$\sigma_t^2 = 0.0014 + 0.5024 \sigma_{t-1}^2 + 0.1370 u_t^2$$

(1.70) (2.25) (1.83)

$$(R^2 = 0.0097)$$

El R^2 indica un pobre ajuste, que resulta incluso inferior al simple estimador en 2 etapas.

Así, pues, las restricciones de positividad de este modelo, su forma lineal y la imposición de una respuesta simétrica de la varianza condicional a las innovaciones parecen dañar sensiblemente el comportamiento empírico del modelo.

3. AGARCH (1,1)

El modelo estimado es

$$\sigma_t^2 = 0.0014 + 0.4826 \sigma_{t-1}^2 + 0.1292 (u_t + 0.0361)^2$$

(1.85) (2.12) (1.57) (1.38)

$$(R^2 = 0.0186)$$

Como se observa, el modelo presenta un ajuste superior al GARCH (1,1). Sin embargo, comparte con aquel la escasa significatividad de los coeficientes. En particular, el estimador puntual del coeficiente que mide la asimetría resulta no significativo.

La Curva del Impacto de Noticias está representada en el gráfico 1. El parámetro que produce la asimetría en este modelo tiene signo contrario al que cabría esperar, provocando que su curva de respuesta esté desplazada hacia la izquierda, lo que significa que perturbaciones con la misma magnitud producen un mayor nivel de la varianza condicional cuando son positivas.

4. EGARCH (1,1)

Los resultados de la estimación realizada son:

$$\ln \sigma_t^2 = -1.474 + 0.738 \ln \sigma_{t-1}^2 + 0.1907 \left[\left(|\Psi_t| - (2n)^{1/2} \right) + 0.5408 \Psi_t \right]$$

con $\Psi_t = \frac{u_t}{\sigma_{t-1}}$

$$(R^2 = 0.02)$$

Este modelo mejora el ajuste de los anteriores, aunque, de nuevo, el R^2 es inferior al método en 2 etapas. El signo del coeficiente de Ψ_t (positivo) indica, como en el modelo AGARCH, que las innovaciones positivas provocan mayor volatilidad que las negativas. Este resultado es algo contraintuitivo: el riesgo de la serie aumenta más cuando los rendimientos bursátiles son menores que los esperados que cuando son mayores. Por otra parte, resulta contrario a la evidencia empírica encontrada para otros países. Sin embargo, como en el caso anterior, este coeficiente no es significativo. La forma de la Curva del Impacto de Noticias estimada está representada en el gráfico 2.

5. TGARCH (1,1)

La estimación del modelo restringido ofrece este resultado:

$$\sigma_t = 0.0166 + 0.6544 \sigma_{t-1} + 0.1640 u_t^+ - 0.0392 u_t^-$$

$$(R^2 = 0.0197)$$

Estos resultados muestran, como en los dos casos anteriores, una asimetría de signo contrario al esperado, puesto que el coeficiente de u_t^+ es mayor que el de u_t^- . En este modelo, el parámetro de la respuesta a las innovaciones positivas sí es significativo, pero el correspondiente a las innovaciones negativas no es estimado con precisión.

Su Curva del Impacto de Noticias es casi idéntica a la del modelo anterior y está representada en el gráfico 2, mientras que su R^2 es también muy parecido.

Los intentos de realizar las estimaciones del modelo no restringido no ofrecieron resultados aceptables.

6. HAMILTON

Al igual que Pagan y Schwert (1990), se ofrece el ajuste de un modelo autoregresivo de orden cuatro.

$$u_t - \hat{\mu}(S_t) = 0.0948 \begin{pmatrix} u_{t-1} - \hat{\mu}(S_{t-1}) \\ (1.40) \end{pmatrix} - 0.0224 \begin{pmatrix} u_{t-2} - \hat{\mu}(S_{t-2}) \\ (-0.35) \end{pmatrix}$$

$$- 0.0611 \begin{pmatrix} u_{t-3} - \hat{\mu}(S_{t-3}) \\ (-1.01) \end{pmatrix} + 0.0500 \begin{pmatrix} u_{t-4} - \hat{\mu}(S_{t-4}) \\ (0.80) \end{pmatrix}$$

$$\hat{\mu}(S_t) = -0.0036 + 0.0240 S_t \quad \begin{matrix} (-0.77) & (0.92) \end{matrix}$$

$$\hat{\sigma}(S_t) = 0.0492 + 0.0586 S_t \quad \begin{matrix} (11.51) & (2.54) \end{matrix}$$

Con $\hat{p} = 0.49$ y $t = 1.88$ y $\hat{q} = 0.916$ con $t = 13.1$

$(R^2 = 0.028)$

Este modelo muestra un ajuste superior a los demás analizados, siendo el único que supera el comportamiento empírico del modelo en dos etapas. Sin embargo, la no significatividad de numerosos coeficientes induce a considerar los resultados con cautela, aunque sea un problema compartido por el resto de modelos. Por otra parte, cabe la posibilidad de que su buen comportamiento relativo pueda deberse, en alguna medida, al elevado número de parámetros que contiene este modelo⁽⁶⁾.

En todo caso, el buen ajuste relativo de este modelo es contradictorio con los resultados de la comparación del ajuste de distintos modelos de heteroscedasticidad a datos de rendimientos bursátiles de otros países. En estos trabajos, habitualmente el modelo de Hamilton ofrece resultados muy inferiores a los modelos asimétricos, del tipo EGARCH o TGARCH (Ver Rabemananjara y Zakoïan (1992)) o incluso que los simétricos lineales del tipo GARCH⁽⁷⁾.

La razón de este comportamiento puede estribar, por un lado, en la escasa magnitud de los efectos asimétricos de las innovaciones sobre la volatilidad en el caso español. Por otra parte, como se ha comentado, los modelos GARCH, y, en menor medida, EGARCH y TGARCH, incorporan restricciones sobre el signo de los parámetros y/o la forma funcional que parecen no ser apropiados para la muestra de datos españoles analizada. Por último, el carácter poco inercial del modelo de dos regímenes lo hace especialmente adecuado para el caso español, donde la volatilidad parece cambiar de forma relativamente brusca entre períodos.

⁶ No obstante, incluso con órdenes inferiores en el proceso autorregresivo, este modelo continúa ofreciendo el mejor ajuste empírico.

⁷ El ajuste general de los modelos es ligeramente inferior a los encontrados por Pagan y Schwert (1990) para rendimientos históricos americanos, donde el mejor modelo paramétrico es el EGARCH, con un $R^2 = 0'1$. Por su parte, Rabemananjara y Zakoïan (1992) encuentran gran semejanza en el comportamiento de los modelos EGARCH y TGARCH en la estimación que realizan con datos del índice CAC francés.

V. CONTRASTES DE ESPECIFICACION

Una vez estimados los modelos, es preciso analizar en qué medida están correctamente especificados. Engle y Ng (1993) proponen diversos tests para contrastar si la varianza condicional estimada en los distintos modelos recoge toda la información contenida en conjuntos alternativos de variables retardadas. Todos estos tests se basan en la misma idea general, aunque centran su atención en distintos aspectos concretos.

Así, definamos el residuo estandarizado como $v_t = U_t / \sigma_{t-1}$, y llamemos z_{t-1} al vector de variables pertenecientes al conjunto de información en $t-1$, y z_{t-1}^* al vector de derivadas de la varianza condicional respecto a los parámetros del modelo evaluadas en su valor estimado y divididas por la varianza condicional. Es decir,

$$z_{t-1}^* = \frac{\partial \sigma_{t-1}^2}{\partial \alpha} \cdot \frac{1}{\sigma_{t-1}^2}$$

En la hipótesis nula de una correcta especificación de la varianza condicional, la serie de perturbaciones v_t^2 es iid, y, por lo tanto, las variables retardadas del vector z_{t-1} no explican por separado ni conjuntamente v_t^2 . De este modo, considérese la especificación:

$$v_t^2 = a + z_{t-1}' b + z_{t-1}^{*'} c + v_t$$

El contraste de identificación se basará en un test de significatividad individual y conjunta de los parámetros del vector b para diversas especificaciones del vector de variables z_{t-1} . La inclusión de z^* en la regresión proporciona un incremento de la potencia del contraste en las proximidades de la hipótesis nula.

Engle y Ng (1993) sugieren 2 elecciones del vector z_{t-1} que implican las siguientes especificaciones:

$$E1: v_t^2 = a + b_1 N_t^- + b_2 N_t^- U_{t-1} + b_3 N_t^+ U_{t-1} + z_{t-1}^{*'} c + v_t$$

y

$$E2: v_t^2 = a + b_1 N_t^- + b_2 N_t^- U_{t-1} + b_3 N_t^+ U_{t-1} + b_4 N_t^- U_{t-1}^2 + \\ b_5 N_t^+ U_{t-1}^2 + b_6 D_t^\alpha + b_7 D_t^{1-\alpha} + z_{t-1}^{*'} c + v_t$$

Con $N_t^- = \begin{cases} 1 & \text{si } U_{t-1} < 0 \\ 0 & \text{resto} \end{cases}$, $N_t^+ = \begin{cases} 1 & \text{si } U_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{resto} \end{cases}$

y $D_t^\alpha = 1$ si U_{t-1} pertenece al percentil α de su distribución y cero en el resto de los casos.

El primer test se centra en la medición de posibles asimetrías no recogidas en la especificación de la varianza condicional. En el segundo test, se incorporan, además de la posible existencia de asimetrías no detectadas, efectos diferenciales asociados al tamaño de las innovaciones.

Realizados los 2 contrastes sobre los modelos señalados en las secciones anteriores, y con la consideración de un valor de $\alpha = 10\%$, en ninguno de ellos se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significación del 5%. Los resultados obtenidos se muestran en las tablas 1 y 2.

Sin embargo, tal y como aparece reflejado en la tabla 3, al emplear el valor de $\alpha = 1\%$ en el segundo contraste, se observa que el coeficiente de $D_t^{0.99}$ es significativo al 5% y tiene signo positivo. Este resultado sugiere la existencia de un efecto de las perturbaciones extremas positivas de mayor magnitud al recogido por la totalidad de los modelos.

Por otra parte, a pesar de no ser significativos, los valores de los coeficientes de los términos cuadráticos (b_4 y b_5) son elevadísimos. La escasa precisión de la estimación puede ser provocada por el grado de colinealidad existente entre los regresores. Pese a todo, la existencia de

multicolinealidad en la muestra no debería afectar al test de significatividad conjunta de los coeficientes, que de nuevo ofrece resultados favorables a la hipótesis nula.

Con estos resultados, puede considerarse que, en general, ninguno de los modelos estimados ignora elementos que pudieran afectar sistemáticamente a las varianzas condicionales, aunque tienden a recoger de forma algo deficiente el valor de las observaciones extremas positivas.

Aún así, el escaso poder explicativo de los modelos, las altas varianzas de los estimadores, las asimetrías de signo contrario al teórico y el hecho de que los mismos resultados se reproduzcan en los diferentes modelos, puede llevar a pensar que los datos en sí son lo suficientemente heterogéneos para no permitir un ajuste más adecuado de los modelos habituales. Esto podría ser debido a que las observaciones extremas de la muestra influyen excesivamente sobre las estimaciones. Por ello, parece adecuado realizar un análisis más exhaustivo de la respuesta a estas observaciones.

Con ese fin, se aplica el modelo PNP (ARCH Parcialmente No Paramétrico, sugerido en Engle y Ng (1993)). Este método consiste en una especificación por tramos de la respuesta de la varianza condicional a las innovaciones. De este modo, se permite un ajuste independiente de la varianza condicional en función del tamaño de las innovaciones, asegurando, sin embargo, la continuidad de la relación entre aquella y estas.

El modelo concreto es

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^{m^+} \Theta_i P_{i,t} (U_t - \tau_i) + \sum_{i=1}^{m^-} \delta_i N_{i,t} (U_t - \tau_{-i})$$

donde U_t está dividido en m^+ intervalos menores que cero y m^- mayores, τ_i y τ_{-i} son los puntos de corte de los intervalos positivos y negativos respectivamente, y $P_{i,t} = 1$ si $U_t > \tau_i$, $N_{i,t} = 1$ si $U_t < \tau_{-i}$.

Consecuentemente, para aplicar este modelo, hace falta realizar una partición de la muestra. La elección considerada se ha basado en la desviación típica muestral $\hat{\sigma}$, con

$$\tau_i = m(i) \cdot \hat{\sigma} \quad y \quad \tau_{-i} = -m(i) \cdot \hat{\sigma}, \text{ siendo}$$

$m(i)$ el valor iésimo del vector $m = (0, 0.75, 1.5, 2.25, 3.25)$

Esta partición supone que la muestra queda dividida en 5 intervalos para cada signo, resultando un número de observaciones prácticamente igual en los tres primeros, mientras que en el cuarto (observaciones comprendidas entre $2.25 \hat{\sigma}$ y $3.25 \hat{\sigma}$ y entre $-2.25 \hat{\sigma}$ y $-3.25 \hat{\sigma}$) hay 5 positivas y solo 2 negativas, conteniendo el último intervalo de cada signo una única observación.

En la estimación realizada (ver tabla 4), solo es significativa la constante, y el parámetro β está en el límite.

Su R^2 es de 0.082, muy superior a cualquier modelo, como cabía esperar de su mayor generalidad.

Con las lógicas reservas que produce la escasa significatividad de los parámetros, comparando la curva correspondiente a PNP con la correspondiente a los modelos AGARCH y EGARCH (representados en el mismo gráfico), se puede ver que estos modelos captan adecuadamente la estructura global subyacente, y, en particular, recogen de forma certera la respuesta asimétrica de signo contrario al teórico. Sin embargo, si analizamos las submuestras, en los intervalos centrales (sin considerar los dos últimos tramos de cada signo y desestimando así 7 datos) la volatilidad condicionada como respuesta a los errores de predicción pasados tiene una forma distinta de la captada, algo más cercana a la que cabría esperar. Es decir, puede observarse una mayor respuesta de la varianza condicional a las innovaciones negativas. En los dos últimos tramos, el efecto es extraño, pero puede ser debido a la existencia de un único valor en cada intervalo.

En estas condiciones, el mejor comportamiento del modelo de Hamilton puede obedecer a su mejor capacidad para captar la heterogeneidad de la volatilidad. Así, este modelo resulta relativamente ágil para captar los numerosos cambios de nivel de la varianza condicional, al no poseer el comportamiento inercial característico de los restantes modelos considerados.

VI. CONCLUSIONES

En este trabajo, se ha obtenido evidencia empírica sobre las regularidades que caracterizan la volatilidad del mercado español de renta variable. Este estudio constituye un primer elemento de un proyecto más ambicioso que pretende estudiar los mecanismos de formación de los precios de los activos que cotizan en este mercado. En la medida en que la volatilidad del mercado es un elemento característico del riesgo asumido por los inversores, su análisis riguroso es un ejercicio obligado para caracterizar la relación entre el riesgo y la rentabilidad de la inversión en los diversos activos.

El análisis se ha centrado en el estudio exhaustivo del ajuste ofrecido por un conjunto amplio de modelos propuestos en los últimos años para explicar la variabilidad anticipada de los rendimientos de los activos. En general, las estimaciones realizadas han ofrecido ajustes algo inferiores a los obtenidos en otros países. De todos ellos, el modelo simétrico de dos regímenes de Hamilton es el que muestra mejor ajuste empírico, superando, así, a otras especificaciones utilizadas con mayor profusión en la literatura, como son los modelos GARCH y EGARCH.

La razón que justifica el modesto ajuste general de los distintos modelos y la superioridad del modelo de dos regímenes radica en el hecho de que la volatilidad de los rendimientos bursátiles nacionales sigue una pauta heterogénea con cambios asistemáticos de nivel. Este comportamiento impide un mejor ajuste de los modelos más convencionales, que se muestran demasiado inerciales.

Por otra parte, en contradicción con la evidencia empírica disponible para otros países, no se detecta en el caso español un mayor efecto sobre la volatilidad de los movimientos bajistas de la bolsa que de los alcistas. Al contrario, parece percibirse un débil impacto asimétrico de signo contrario producido por el efecto de las observaciones extremas positivas, cuyo estudio detallado merecería un tratamiento específico que excede a los objetivos de este trabajo.

CONTRASTES DE ESPECIFICACIÓN EL^{*}

TABLA 1

	GARCH	AGARCH	BGARCH	TGARCH	HAM.
b1	-0.439	0.057	-0.325	-0.273	-0.411
b2	0.893	0.389	-0.295	-0.381	1.551
b3	-0.719	-0.614	0.150	0.065	-1.016
F	0.602	0.131	0.055	0.053	1.341

(*) Los valores corresponden a las t-ratios de los parámetros indicados a su izquierda y al contraste de la F en la regresión:

$$v_t^2 = a + b_1 N_t^- + b_2 N_t^- U_{t-1} + b_3 N_t^+ U_{t-1} + z_{t-1}^* c + v_t$$

CONTRASTES DE ESPECIFICACIÓN E2*

($\alpha = 0.1$)

TABLA 2

	GARCH	AGARCH	BGARCH	TGARCH	HAM.
b1	0.066	0.280	0.219	0.285	-0.066
b2	1.240	0.831	0.850	0.842	1.374
b3	-0.613	-0.533	-0.237	-0.269	-0.585
b4	0.805	0.503	0.856	0.871	0.548
b5	0.514	0.598	0.550	0.536	0.145
b6	0.641	0.799	0.958	0.991	0.201
b7	-0.321	-0.342	-0.335	-0.351	0.273
F	0.437	0.251	0.275	0.284	0.620

(*) Los valores corresponden a las t-ratios de los parámetros indicados a su izquierda y al contraste de la F en la regresión:

$$\begin{aligned}
 v_t^2 &= a + b_1 N_t^- + b_2 N_t^- U_{t-1} + b_3 N_t^+ U_{t-1} + b_4 N_t^- U_{t-1}^2 + \\
 &b_5 N_t^+ U_{t-1}^2 + b_6 D_t^{0.1} + b_7 D_t^{0.9} + z_{t-1}^{*'} c + v_t
 \end{aligned}$$

CONTRASTES DE ESPECIFICACIÓN E2^{*}
 (α = 0.01)

TABLA 3

	GARCH	AGARCH	BGARCH	TGARCH	HAM.
b1	0.112	0.279	0.139	0.196	0.042
b2	1.265	0.796	0.625	0.649	1.594
b3	0.085	-0.179	0.534	0.360	-0.570
b4	1.039	0.891	1.073	1.100	1.191
b5	-1.572	-1.115	-1.454	-1.410	-1.304
b6	-0.843	-1.127	-0.961	-0.973	-0.976
b7	2.928 ¹	2.465 ²	2.839 ¹	2.803 ¹	3.308 ¹
F	1.704	1.195	1.417	1.389	2.386

(1) significativo al 1%

(2) significativo al 5%

(*) Los valores corresponden a las t-ratios de los parámetros indicados a su izquierda y al contraste de la F en la regresión:

$$v_t^2 = a + b_1 N_t^- + b_2 N_t^- U_{t-1} + b_3 N_t^+ U_{t-1} + b_4 N_t^- U_{t-1}^2 +$$

$$b_5 N_t^+ U_{t-1}^2 + b_6 D_t^{0.01} + b_7 D_t^{0.99} + z_{t-1}^* c + v_t$$

MODELO PARCIALMENTE NO PARAMÉTRICO

TABLA 4

Parámetros	Valor	t-ratio
α_0	0.002	2.340*
β	0.418	1.973*
θ_1	0.007	0.258
θ_2	-0.077	-1.155
θ_3	0.112	1.133
θ_4	0.830	1.114
θ_5	-1.986	-1.221
δ_1	-0.033	-1.405
δ_2	0.034	0.774
δ_3	0.241	1.164
δ_4	-0.457	-1.167
δ_5	0.191	0.585

(*) significativo al 5%

Gráfico 1

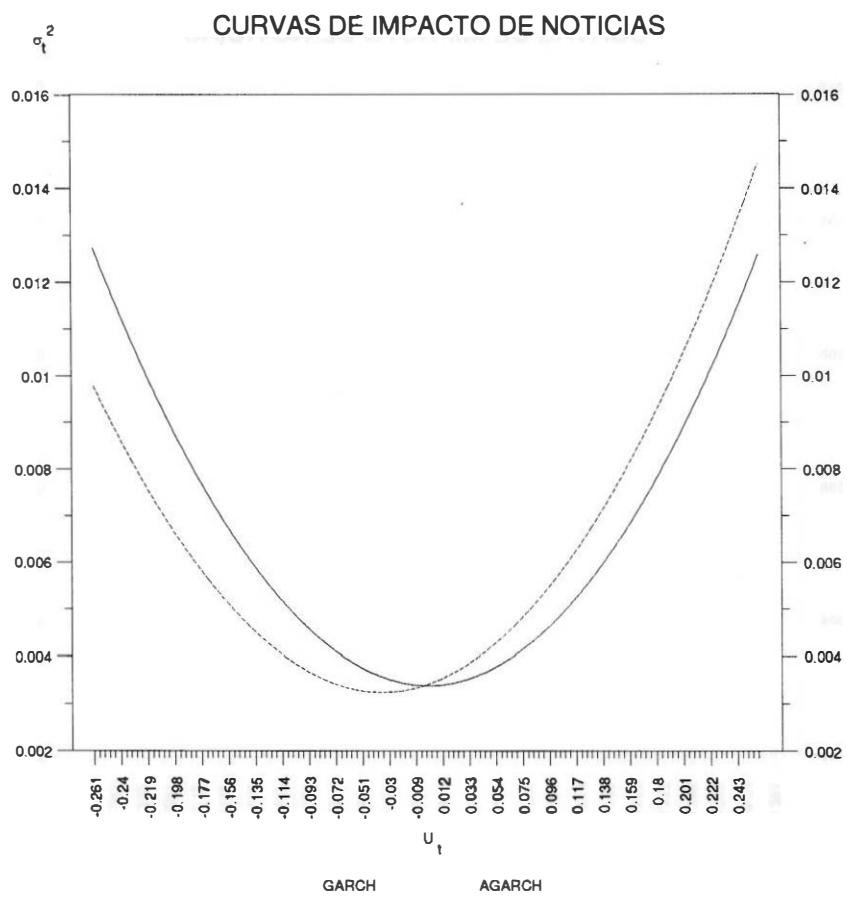


Gráfico 2

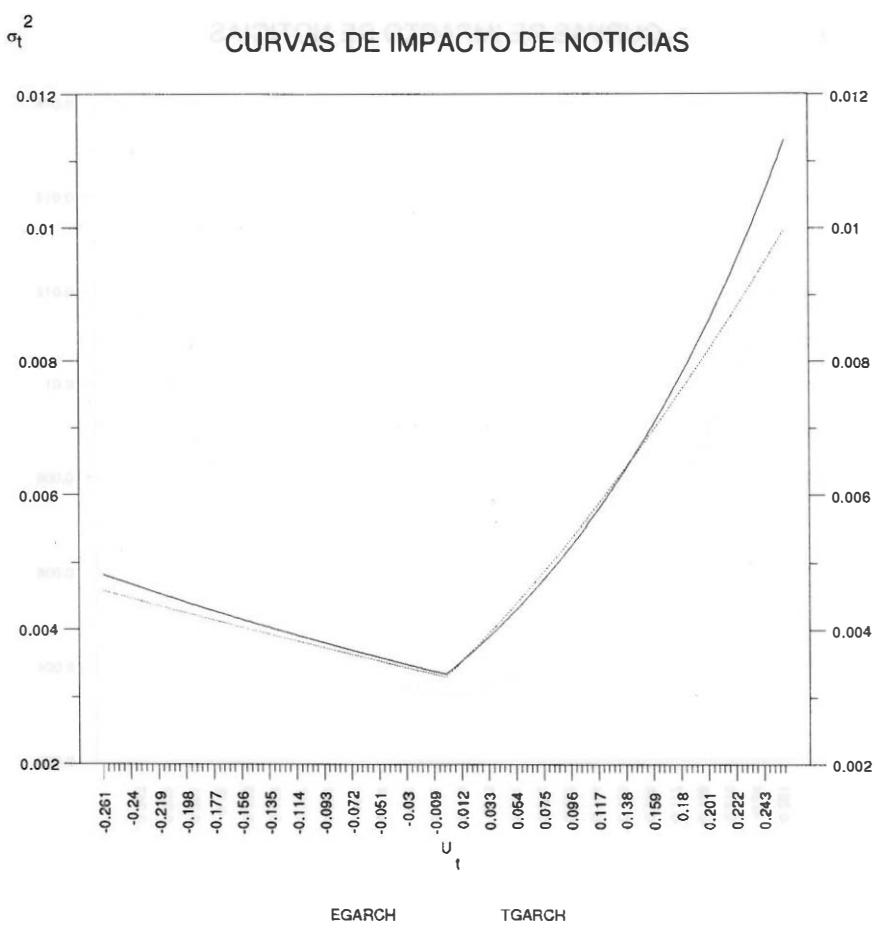
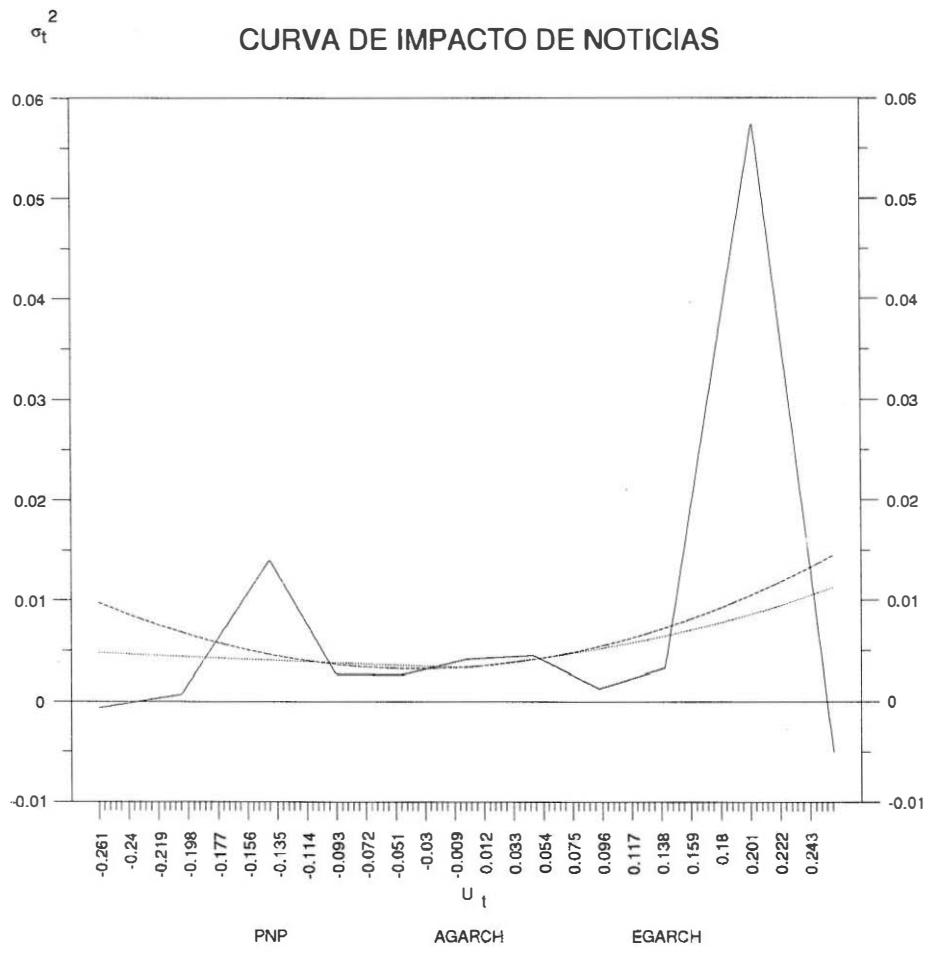


Gráfico 3



BIBLIOGRAFÍA

- Black, F. (1976): "Studies of Stock Price Volatility Changes". Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association, 177-181.
- Bollerslev, T. (1986): "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". Journal of Econometrics 31, 307-328.
- Bollerslev, T.; R.Y. Chou y K.F. Kroner (1992): "ARCH Modeling in Finance". Journal of Econometrics 52, 5-59.
- Christie, A.A. (1982): "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest rate effects". Journal of Financial Economics 10, 407-432.
- Cuenca, J.A. (1994): "Variables para el estudio del sector monetario: Agregados monetarios y crediticios y tipos de interés sintéticos". Banco de España, Documento de Trabajo 9416.
- Engle, R.F. (1982): "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation". Econometrica 50, 987-1008.
- Engle, R.F. y T. Bollerslev (1986): "Modeling the persistence of Conditional Variances". Econometric Reviews 5, 1-50, 81-87.
- Engle, R.F. (1993): "Statistical Models for Financial Volatility". Financial Analysts journal, Enero-Febrero 93. 72-78.
- Engle, R.F. y V.K. Ng (1993): "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility". Journal of Finance 48, 1749-1778.

- Hamilton, J.D. (1988): "Rational-Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime: An Investigation of the Term Structure of Interest Rates". Journal of Economic Dynamics and Control 12, 385-423.
- Merton, R.C. (1973): "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model". Econometrica 41, 867-887.
- Nelson, D.B. (1990): "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach". Econométrica 59, 347-370.
- Nelson, D.B. (1990): "Stationarity and Persistence in the GARCH (1,1) Model". Econometric Theory 6, 318-334.
- Pagan, A.R. y G.W. Schwert (1990): "Alternative Models for Conditional Stock Volatility". Journal of Econometrics 45, 267-290.
- Peña, J.I. (1992): "Nuevos Modelos Estadísticos para el Análisis de Mercados Financieros". Hacienda Pública Española 124-1/1993, 115-121.
- Rabemananjara, R. y J.M. Zakoïan (1992): "Threshold ARCH Models and Asymmetries in Volatility". Mimeo.
- Sharpe, W.F. (1964): "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Market Risk". Journal of Finance 19, 425-442.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9406 **Juan José Dolado, José Manuel González-Páramo y José M.^a Roldán:** Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989).
- 9407 **Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** La inversión en España: un análisis desde el lado de la oferta.
- 9408 **Ángel Estrada García, M.^a Teresa Sastre de Miguel y Juan Luis Vega Croissier:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés: el caso español.
- 9409 **Pilar García Perey y Ramón Gómez:** Elaboración de series históricas de empleo a partir de la Encuesta de Población Activa (1964-1992).
- 9410 **F. J. Sáez Pérez de la Torre, J. M.^a Sánchez Sáez y M.^a T. Sastre de Miguel:** Los mercados de operaciones bancarias en España: especialización productiva y competencia.
- 9411 **Olympia Bover and Ángel Estrada:** Durable consumption and house purchases: Evidence from Spanish panel data.
- 9412 **José Viñals:** La construcción de la Unión Monetaria Europea: ¿resulta beneficiosa. en dónde estamos y hacia dónde vamos? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9413 **Carlos Chuliá:** Los sistemas financieros nacionales y el espacio financiero europeo.
- 9414 **José Luis Escrivá y Andrew G. Haldane:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés en España: estimación basada en dasagregaciones sectoriales. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9415 **M.^a de los Llanos Matea y Ana Valentina Regil:** Métodos para la extracción de señales y para la trimestralización. Una aplicación: Trimestralización del deflactor del consumo privado nacional.
- 9416 **José Antonio Cuenca:** Variables para el estudio del sector monetario. Agregados monetarios y crediticios, y tipos de interés sintéticos.
- 9417 **Ángel Estrada y David López-Salido:** La relación entre el consumo y la renta en España: un modelo empírico con datos agregados.
- 9418 **José M. González Mínguez:** Una aplicación de los indicadores de discrecionalidad de la política fiscal a los países de la UE.
- 9419 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** ¿Se ha incrementado el riesgo cambiario en el SME tras la ampliación de bandas? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9420 **Simon Milner and David Metcalf:** Spanish pay setting institutions and performance outcomes.
- 9421 **Javier Santillán:** El SME. los mercados de divisas y la transición hacia la Unión Monetaria.
- 9422 **Juan Luis Vega:** ¿Es estable la función de demanda a largo plazo de ALP? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9423 **Gabriel Quirós:** El mercado italiano de deuda pública.
- 9424 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Inversión privada. gasto público y efecto expulsión: evidencia para el caso español.
- 9425 **Charles Goodhart and José Viñals:** Strategy and tactics of monetary policy: Examples from Europe and the Antipodes.
- 9426 **Carmen Meléndez:** Estrategias de política monetaria basadas en el seguimiento directo de objetivos de inflación. Las experiencias de Nueva Zelanda, Canadá, Reino Unido y Suecia.
- 9427 **Olympia Bover and Manuel Arellano:** Female labour force participation in the 1980s: the case of Spain.
- 9428 **Juan María Peñalosa:** The Spanish catching-up process: General determinants and contribution of the manufacturing industry.
- 9429 **Susana Núñez:** Perspectivas de los sistemas de pagos: una reflexión crítica.
- 9430 **José Viñals:** ¿Es posible la convergencia en España?: En busca del tiempo perdido.

- 9501 **Jorge Blázquez y Miguel Sabastián:** Capital público y restricción presupuestaria gubernamental.
- 9502 **Ana Buisáu:** Principales determinantes de los ingresos por turismo.
- 9503 **Ana Buisán y Esther Gordo:** La protección nominal como factor determinante de las importaciones de bienes.
- 9504 **Ricardo Mestre:** A macroeconomic evaluation of the Spanish monetary policy transmission mechanism.
- 9505 **Fernando Restoy and Ana Revenga:** Optimal exchange rate flexibility in an economy with intersectoral rigidities and nontraded goods.
- 9506 **Ángel Estrada y Javier Vallés:** Inversión y costes financieros: evidencia en España con datos de panel. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9507 **Francisco Alonso:** La modelización de la volatilidad del mercado bursátil español.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España
Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
Teléfono: 338 51 80
Alcalá, 50. 28014 Madrid