

**TRANSMISIÓN DE VOLATILIDAD A LO LARGO DE LA
ESTRUCTURA TEMPORAL DE *SWAPS*:
EVIDENCIA INTERNACIONAL^w**

Pilar Abad Romero
Departamento de Economía Aplicada
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad de Vigo
Lagoas-Marcosende, s/n
36200 VIGO
Teléfono: 986.812502
E-mail: pabad@uvigo.es

^w Quiero agradecer muy especialmente los comentarios y sugerencias de A. Novales. También quiero agradecer las opiniones de J. Nave y L. Robles, así como la colaboración de A. Mencia y E. Pereira en la obtención de los datos utilizados. Cualquier error es de mi exclusiva responsabilidad.

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es contrastar la transmisión de volatilidad a través de las rentabilidades que configuran la estructura temporal (ETTI). La ETTI se obtuvo con datos de *swaps* de tipos de interés (*IRS*) nominados en marco alemán, dólar USA y yen japones. El modelo de volatilidad condicional autorregresiva en media de Glosten, Jaganathan y Runkle (1993) es usado para capturar los efectos asimétricos de las innovaciones sobre la volatilidad, así como el efecto de esta última sobre las rentabilidades, y se generaliza para introducir el efecto de la volatilidad del tipo a más corto plazo sobre el resto. Se presenta evidencia de que, durante el periodo analizado, la volatilidad se transmite desde los tipos a más corto plazo, un mes, a lo largo de la ETTI, de acuerdo con los supuestos implícitos en las políticas de estabilización de los tipos de interés llevadas a cabo por algunos bancos centrales.

Palabras clave: *Swaps* de tipos de interés, estructura temporal, modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva, transmisión de volatilidad.

Clasificación JEL: E43, G00, G15

ABSTRACT

The aim of this paper is to examine the transmission of volatility along the term structure of interest rate swaps in three countries (Germany, Japan and the US). For that purpose, we modify the Glosten, Jaganathan and Runkle GARCH-M Model by allowing seasonal patterns and transmission of volatility. We find a significant transmission of conditional volatility from the very short-term interest rate (one-month rate) to longer term interest rate. This evidence supports the importance attributed by most central banks to achieving a stability in the short-term interest rates.

Key words: Interest rate swaps, term structure of interest rate, autoregressive conditional heteroskedastic models, volatility spillovers.

JEL classification: E43, G00, G15

TRANSMISIÓN DE VOLATILIDAD A LO LARGO DE LA ESTRUCTURA TEMPORAL DE *SWAPS*: EVIDENCIA INTERNACIONAL

1. Introducción

El propósito de este trabajo es contrastar si existe transmisión de volatilidades a lo largo de la estructura temporal del mercado de swaps de tipos de interés (*IRS*) en distintas divisas. Una de las razones por las que esta cuestión es relevante es porque una de las principales preocupaciones de los bancos centrales es el mantenimiento de precios estables en los mercados monetarios. Con ello, implícitamente, se está suponiendo que las volatilidades de los mercados monetarios no se internalizan, sino que se transmiten a los tipos de interés a plazos superiores, los cuales condicionan las decisiones de los agentes económicos sobre consumo e inversión. Sin embargo, la literatura ha ofrecido un escaso análisis empírico acerca de dicha transmisión y, además, la evidencia disponible ha mostrado resultados poco concluyentes. Siguiendo la línea de Ayuso, Haldane y Restoy (1994), en este trabajo se estudia si las volatilidades del lado corto de la estructura temporal se transmiten a los plazos superiores que caracterizan el mercado de *IRS*. También desde la óptica de la gestión de riesgos es interesante analizar este aspecto, pues el diseño de estrategias de inmunización de carteras de renta fija debe tener en cuenta si la volatilidad se transmite o no desde los mercados más básicos (depósitos) a los mercados de derivados, en este caso el mercado de *IRS*.

La estructura temporal de tipos de interés (ETTI) del mercado de *IRS* se estimó mediante el método recursivo a partir de tipos cotizados en dos mercados: los tipos a corto plazo (de uno a doce meses) proceden del mercado interbancario (en el caso del dólar y el yen) o del euromercado (en el marco), mientras que los tipos a medio y largo plazo (de dos a diez años) son tipos de la rama fija de un *IRS* genérico¹. Las ETTI están formadas por trece vértices que se observan con frecuencia diaria, desde el 1/4/1987, 3/4/1987 y 18/9/1989 para el marco, dólar y yen respectivamente hasta el 31/12/1999. A partir de ellas, se estimó la volatilidad del componente no predecible de cada uno de los tipos, utilizando el modelo de heterocedasticidad condicional autorregresiva que mejor recoge las regularidades empíricas observadas en cada caso. Una vez obtenida la volatilidad, para contrastar la transmisión de la volatilidad y medir la importancia de dicha transmisión, se introdujo como variable explicativa en los modelos de

¹ Los tipos cotizados en ambos mercados se obtuvieron de *Datastream*TM.

volatilidad condicional previamente especificados, la volatilidad condicional estimada de los tipos a más corto plazo.

El trabajo se estructura de la siguiente manera: en la sección 2 se presentan las características más importantes de los tipos *IRS* y sus volatilidades y, de acuerdo con ellas, en la sección 3 se especifican los modelos de volatilidad condicional. En la sección 4 se muestran los resultados empíricos de la estimación de los modelos y sus implicaciones más relevantes. En la sección 5 se contrasta la transmisión de la volatilidad a lo largo de la ETTI. Finalmente, en la sección 6, se presentan las conclusiones más importantes. Se incluyen dos apéndices, un apéndice de tablas y otro de gráficos, con los resultados de las aplicaciones empíricas².

2. Características generales de los tipos *IRS* y de sus volatilidades

2.a. Los tipos de interés

Previamente a la formulación de los modelos de la media condicional de los tipos se realizaron contrastes de raíz unitaria sobre los tipos de las tres ETTIs. Los contrastes Dickey-Fuller Aumentado y Phillips-Perron indican que todos los tipos son procesos integrados de orden uno (ver las dos primeras columnas de cada uno de los tres paneles de la tabla 1). Además, se analizaron algunos estadísticos descriptivos asociados a las variaciones diarias en los tipos cupón cero, tanto para toda la muestra como distinguiendo según el día de la semana. Dichos estadísticos, que no se presentan por motivos de espacio, muestran claros indicios de estacionalidad diaria en los tipos de interés. Para contrastar formalmente este primer indicio de efecto estacional se procedió a la estimación de una regresión de los cambios en los tipos sobre cinco variables ficticias indicativas del día de la semana, donde se efectuó el contraste de significación individual sobre cada uno de los parámetros asociados a las variables ficticias y el contraste de la hipótesis nula de que dichos parámetros son iguales entre sí (ver tabla 2). El análisis conjunto de dichos estadísticos, obtenidos utilizando desviaciones típicas robustas en presencia de autocorrelación y heterocedasticidad de Newey y West (1987), rechaza la hipótesis de ausencia de estacionalidad diaria en los tipos de la ETTI.

Por todo ello, se estimaron procesos autorregresivos y, excepcionalmente, procesos de medias móviles³ de la primera diferencia de los tipos, incluyendo asimismo variables ficticias indicativas del día de la semana. Dada la estructura autorregresiva de la media condicional, se incluyeron asimismo variables ficticias indicativas del día de la semana con carácter

² En la numeración de todas las tablas y los gráficos se indica entre paréntesis la inicial de la divisa en que están nominados los tipos con los que se realizaron los cálculos.

³ Para la detección de estructuras autorregresivas y de medias móviles se utilizó la metodología Box-Jenkins.

multiplicativo, aunque únicamente para el término autorregresivo de primer orden, con el objeto de contrastar, aunque sea parcialmente, la posible estacionalidad de la estructura autorregresiva. Como veremos más adelante, estas variables sólo resultaron significativas para los tipos nominados en marcos.

2.b. La volatilidad

Para especificar los modelos de la varianza condicional se comenzó indagando acerca de la dinámica de la volatilidad tomando como punto de partida una especificación GARCH. Los órdenes p y q del proceso se identificaron aplicando las técnicas tradicionales de series temporales Box-Jenkins⁴ y otros contrastes más formales, basados en los multiplicadores de Lagrange para identificar el orden del proceso⁵. Cuando estos contrastes no apuntaron con claridad a ninguna especificación concreta se estimaron varios modelos y se realizaron contrastes de razón de verosimilitud y de significatividad de los parámetros incluidos para seleccionar uno de ellos. Asimismo, para contrastar la existencia de *efecto apalancamiento* en la volatilidad, se examinó el comportamiento de los residuos estandarizados procedentes de la estimación de los modelos para la esperanza condicional, utilizando los *contrastos de sesgo y de signo* propuestos por Engle y Ng (1993). El contraste de *sesgo de tamaño* es el contraste de significación de la variable ficticia $S_{t&l}^{\&}$ (que toma valor igual a 1 cuando $\varepsilon_{t&l}$ es negativo y 0 en otro caso) en una regresión univariante de los residuos estandarizados (z_t) al cuadrado [$z_t^2 = a + b S_{t&l}^{\&} \alpha_t$], con el objetivo de evaluar si el tamaño medio de los residuos positivos y negativos es el mismo. Para evaluar el diferente impacto sobre la volatilidad de las sorpresas positivas y negativas, estos autores proponen los contrastes de *sesgo de signo positivo y negativo* mediante el contraste de significación de las variables $S_{t&l}^{\&}$ y $S_{t&l}^{\%}$ ($S_{t&l}^{\%} = 1 - S_{t&l}^{\&}$) en las regresiones: $z_t^2 = a + b S_{t&l}^{\&} \varepsilon_{t&l} \alpha_t$ y $z_t^2 = a + b S_{t&l}^{\%} \varepsilon_{t&l} \alpha_t$. Por último, proponen la contrastación conjunta de ambos efectos mediante un test de los multiplicadores de Lagrange de significación conjunta de b_1 , b_2 y b_3 en el modelo: $z_t^2 = a + b_1 S_{t&l}^{\&} + b_2 S_{t&l}^{\&} \varepsilon_{t&l} + b_3 S_{t&l}^{\%} \varepsilon_{t&l} \alpha_t$ ⁶. Este último contraste parte del supuesto de inexistencia de efectos de las innovaciones del periodo anterior sobre el cuadrado de las actuales. En este trabajo, puesto que el contraste se realiza en la etapa

⁴ Esto es, contrastes gráficos de autocorrelación simple y parcial sobre los residuos estandarizados del modelo de la media condicional elevados al cuadrado, junto con los estadísticos de Ljung-Box [véase Bollerslev (1987)].

⁵ Dada la hipótesis nula de ausencia de heterocedasticidad frente a la alternativa de un modelo ARCH(p), el estadístico de los multiplicadores de Lagrange es TR^2 , donde R^2 es el coeficiente de determinación de la regresión de los residuos al cuadrado del modelo de la media sobre una constante y sus p primeros retardos. Dicho estadístico se distribuye asintóticamente como una χ_p^2 .

⁶ El estadístico de los multiplicadores de Lagrange es TR^2 , donde R^2 es el coeficiente de determinación de la estimación del modelo y T el tamaño muestral. Dicho estadístico se distribuye asintóticamente como una χ_3^2 .

de identificación, se propone la contrastación de la hipótesis nula más débil: $b_1 = 0, b_2 = 0, b_3 = 0$, esto es, que el efecto de las innovaciones del periodo anterior sobre el cuadrado de las actuales no depende del signo.

El análisis conjunto de dichos estadísticos (ver las cuatro últimas columnas de la tabla 1) indica, en el marco, que se detectan efectos asimétricos en todos los vencimientos superiores a 4 años y en el tipo a 1 mes. En el yen, al igual que en el marco, se rechaza la hipótesis nula de ausencia de dichos efectos principalmente en los tipos a más largo plazo. Por su parte, en el dólar únicamente se detectan dichos efectos asimétricos en algún vencimiento.

3. Especificación del modelo

En aquellos casos en que se detectó un efecto apalancamiento en la volatilidad se estimó un modelo GJR-GARCH [Glosten, Jaganathan y Runkle (1993)] que es capaz de captar dicho efecto. Se trata de un modelo lineal que, en general, no muestra en esta aplicación excesivos problemas de convergencia y no es demasiado sensible a la presencia de valores extremos.

$$\Delta r_t = E[\Delta r_t / \Omega_{t+1}] + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t / \Omega_{t+1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-2} + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

donde Δr_t son los cambios en los tipos de interés y ε_t es su componente no anticipado, independiente en el tiempo y con distribución normal de media nula y varianza condicionada σ_t^2 .

Este modelo permite una respuesta diferente de la volatilidad a las sorpresas positivas y negativas, pero manteniendo el supuesto de que la volatilidad mínima se obtiene cuando no hay noticias de ningún tipo ($\varepsilon_t = 0$, en cuyo caso $\sigma_t^2 = \omega + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$). El impacto de las noticias sobre la volatilidad depende del signo de los parámetros estimados. Cuando el parámetro γ es positivo, los valores negativos del componente no anticipado de los tipos de interés (sorpresas negativas) provocan un mayor incremento en la volatilidad que los valores positivos (sorpresas positivas) de igual magnitud. Alternativamente, en aquellos casos en que no se detectó tal efecto apalancamiento se estimó un modelo GARCH [Bollerslev (1986)], que es un caso particular de la expresión anterior cuando el parámetro γ toma valor cero.

Se realizaron contrastes de tipo multiplicadores de Lagrange para detectar la posible existencia

de un *trade-off* entre rentabilidad y volatilidad⁷. En aquellos tipos de interés en que se detectó tal relación se estimaron modelos GARCH ó GJR-GARCH en media [Engle, Lilien y Robins (1987)]. En la línea propuesta por Baillie y Bollerslev (1989), se consideró la existencia de efectos estacionales en la varianza condicional. Para ello, se incluyeron variables ficticias indicativas del día de la semana en los modelos de la varianza.

Para contrastar transmisión de la volatilidad desde el lado corto de la curva al largo, esto es, transmisión de volatilidades a través de la ETTI, se utilizó la metodología propuesta por Ayuso, Haldane y Restoy (1994). El procedimiento consiste en introducir como variable explicativa en los modelos de la varianza de los tipos cupón cero previamente especificados la desviación típica condicional estimada de los tipos a más corto plazo. De este modo, los coeficientes asociados a ese término miden el grado en que la volatilidad de los tipos a corto plazo se transmite a los restantes plazos. Adicionalmente, en este trabajo se generalizó el procedimiento considerando la posibilidad de que la transmisión de la volatilidad no sea instantánea, es decir, que la transmisión de la volatilidad desde el tipo a más corto plazo al resto de los vencimientos se produzca con algún desfase temporal. Para ello, se introdujeron retardos de la volatilidad condicional del tipo a más corto plazo en el modelo de la varianza condicional del resto de los tipos de interés.

Por todo ello, la especificación final de los modelos de la media y la varianza condicional es:

$$\Delta r_{t,j} = \alpha_j + \sum_{i=1}^a \omega_i \Delta r_{t,i} + \omega_L L_t + \omega_M M_t + \omega_X X_t + \omega_J J_t + \omega_V V_t + \kappa \sigma_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t / \Omega_{t,i} \sim N(0, \sigma_t)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t,i}^2 + \sum_{i=1}^q \gamma_i \varepsilon_{t,i}^2 S_{t,i} + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t,j}^2 + \sum_{k=0}^b \lambda_k \sigma_{t,k,1 \text{ mes}}$$

donde L_t , M_t , X_t , J_t y V_t son variables ficticias que recogen el día de la semana⁸ y $\sigma_{t,1 \text{ mes}}$ denota la desviación típica condicional estimada del tipo a un mes.

⁷ Para contrastar la existencia de un modelo GARCH en media, se realizó un contraste de variable omitida en el modelo de la media. El estadístico de contraste TR^2 se distribuye asintóticamente como una χ^2_1 , donde R^2 es el coeficiente de determinación de la regresión de los residuos del modelo de la media sobre un término constante y la variable omitida.

⁸ En la especificación del modelo de la varianza condicional se tomó el martes como referencia.

4. Resultados empíricos

4.a. Los tipos de interés

La estimación conjunta por máxima verosimilitud de los modelos de la media y la varianza condicional se presentan en la tabla 3, donde se utilizaron las desviaciones típicas propuestas por Bollerslev y Wooldridge (1992), robustas a desviaciones de normalidad de los errores. Los resultados indican que las variaciones diarias en los tipos cupón cero siguen estructuras autorregresivas de hasta orden 5. A este respecto se puede destacar que el dólar es la divisa que presenta una estructura autorregresiva más corta y que, en las tres divisas, conforme se consideran tipos a más largo plazo la estructura autorregresiva disminuye, llegando a desaparecer en los tipos a más largo plazo en dólares. En el marco, los efectos autorregresivos de orden uno son específicos del día de la semana. En general, se observa que los tipos de interés presentan estructura autorregresiva de primer orden los lunes y, en algún caso, en algún otro día de la semana.

También, en referencia a la media, se observan efectos estacionales diarios en las tres divisas: En el marco, los lunes tienden a producirse tipos más elevados que en el resto de la semana, mientras que al final de la semana, los tipos a corto plazo son significativamente inferiores. La misma pauta se observa en el dólar, donde los lunes tienden a producirse tipos a medio y largo plazo más elevados. En el yen, los efectos estacionales son negativos excepto los martes, y significativamente distintos entre sí, siendo superiores en valor absoluto a mediados de semana⁹. La estacionalidad diaria observada parece reflejo con un cierto retraso del denominado “efecto fin de semana”¹⁰, siendo el retraso probablemente debido al hecho de que los tipos diarios proporcionados por *Datastream*TM se actualizan una vez al día (a las 18 horas GMT, por lo que los datos del yen no quedan actualizados).

4.b. La volatilidad condicional

En general, el proceso de identificación descrito condujo a la estimación de modelos GARCH (1,1). A este respecto, llama la atención el elevado valor estimado del efecto autorregresivo, que indica un fuerte comportamiento inercial de la volatilidad en la mayoría de los tipos, lo cual quizá no sea muy sorprendente con datos diarios. Aunque no existe una relación positiva entre el comportamiento inercial de la volatilidad y el plazo de los tipos de interés, en general son los tipos a un mes los que muestran una inercia mucho menos acusada en volatilidad. Esta alta persistencia indica una respuesta muy lenta de la volatilidad ante una innovación en los tipos.

⁹ Los tipos nominados en yenes presentan una tendencia decreciente a lo largo de todo el periodo muestral.

¹⁰ En mercados de renta fija se ha encontrado evidencia de que los rendimientos correspondientes al último día de negociación de la semana son significativamente mayores que los atribuidos a los restantes días.

Este es un resultado muy habitual en las series financieras cuando la frecuencia de observación es elevada.

Se realizaron diversos contrastes sobre la especificación final de los modelos presentados¹¹. En las últimas columnas de la tabla 3 se presentan el contraste de los multiplicadores de Lagrange para autocorrelación en varianza de primer orden y los estadísticos de Ljung-Box de orden diez sobre los residuos y sus cuadrados, que no detectan estructuras de autocorrelación ni en la media ni en la varianza sin modelizar.

En la figura 1 se ilustra la evolución de la volatilidad condicional diaria estimada. Aunque no se mantuvo el rango de valores de la ordenada en el origen para facilitar la apreciación, se observa claramente que la volatilidad disminuye con el plazo. Aunque los tipos cupón cero muestran escasos cambios en su nivel medio, exhiben importantes cambios temporales en la varianza condicional. Además la volatilidad de los tipos ha sido especialmente elevada en algunos periodos. Concretamente, en el marco se observan altos niveles de volatilidad a comienzos de 1990 como efecto de la incertidumbre generada en los operadores de los mercados financieros acerca de las repercusiones económicas de la unificación alemana, y también a partir de 1992, reflejando las crisis cambiarias. El “octubre negro” en Wall Street provoca un repunte en la volatilidad de los tipos en dólares en 1987, mientras que las sucesivas crisis asiáticas incrementan la volatilidad de los tipos en yenes.

a) Asimetría en volatilidad: el efecto apalancamiento.

Aunque los contrastes de sesgo de signo propuestos por Engle y Ng (1993) detectaron respuestas asimétricas de la volatilidad a las innovaciones en algunos tipos, se debe indagar si son suficientemente fuertes como para resultar estadísticamente significativas. En la estimación de los modelos para los tipos en marcos a 1 mes y en aquéllos con plazos superiores a 5 años se detectó una respuesta asimétrica de la volatilidad a las sorpresas positivas y negativas. Este efecto apalancamiento también se observa en las volatilidades de los tipos de interés a más de 2 años nominados en dólares y en las volatilidades de los tipos en yenes con plazos superiores a 6 años. En todos ellos, el impacto de las sorpresas sobre la volatilidad de los tipos es positivo independientemente de su signo, pero las sorpresas positivas tienen un mayor impacto (aproximadamente el doble en el marco y el yen) que las negativas de igual magnitud. Por tanto, es en los vencimientos largos donde sistemáticamente se observa un efecto apalancamiento.

Esta respuesta superior de la volatilidad a las innovaciones positivas no anticipadas que a las

¹¹ Nelson (1992) demuestra que los modelos GARCH son bastante robustos a ciertos tipos de especificación incorrecta. En concreto, si el proceso que genera los precios está bien aproximado por un proceso de difusión y se dispone de una gran cantidad de información, con datos de alta frecuencia estos modelos proporcionan estimaciones consistentes de la varianza condicional a pesar de que la media esté incorrectamente especificada.

negativas en los tipos a más largo plazo puede deberse a que los incrementos en los tipos cupón cero generan disminuciones en el valor de los *IRS* en circulación y, en consecuencia, son percibidas por los agentes financieros como malas noticias.

La respuesta asimétrica de la volatilidad se ilustró mediante las curvas de impacto de noticias (ver figura 2), propuestas por Engle y Ng (1993). Dicha curva permite ilustrar la respuesta dinámica (en el periodo siguiente) de la varianza condicional ante una innovación en los tipos cupón cero¹². Para cada una de las divisas se representó la varianza condicional del tipo cupón cero a 1 mes y de los tipos a 2, 6 y 10 años. Al aislar el efecto de las noticias sobre la volatilidad, se observa que el impacto de noticias de una determinada magnitud sobre la volatilidad de los tipos a corto plazo es muy superior al impacto sobre el resto. Además, se evidencia cómo el impacto de las noticias sobre la volatilidad de algunos tipos (aquéllos en que se estimó un modelo GJR-GARCH) depende del signo, siendo entonces claramente superior el impacto cuando se trata de malas noticias. Además, el grado de dicha asimetría es muy superior en el tipo a 1 mes en marcos respecto al resto. Análogas ilustraciones se obtienen para el resto de los tipos de las ETTIs.

b) Interacción entre la volatilidad y el nivel de los tipos *IRS*

Se encontró evidencia de efectos significativos de la varianza condicional sobre la esperanza condicionada de los tipos de interés en marcos y en dólares con plazos superiores a 2 años y en los tipos en yenes con plazos superiores a 6 años, es decir, prácticamente en los mismos casos en que había respuestas asimétricas. El efecto de la volatilidad condicional sobre la media de los tipos de interés en marcos y en dólares (yenes) es negativo (positivo), de tal modo que los incrementos en la volatilidad condicional tienden a reducir (incrementar) los tipos medios a largo plazo, puesto que su variación tiene media muestral prácticamente nula. Además, se observa que el impacto de la volatilidad sobre las variaciones de los tipos de interés en yenes es una función creciente del plazo de los mismos. La relación entre volatilidad y tipos de interés parece reflejar el hecho de que los *IRS* son un producto derivado utilizado para la cobertura y, por tanto, cuanto mayor sea la volatilidad del mercado mayor será su demanda. Sin embargo, el incremento de la demanda puede presionar los tipos fijos al alza o a la baja, según la posición del *IRS* que se demande.

¹² La curva de impacto de noticias relaciona la varianza condicional (σ_t^2) con la observaciones pasadas del componente no anticipado de los tipos de interés (ε_t). Puesto que la varianza condicional en un modelo GARCH y GJR- GARCH también depende de su propio pasado, la varianza condicional pasada (σ_{t-1}^2) se fijó en el valor medio de la varianza condicional a lo largo del periodo muestral. De modo que la función representada en la figura 2 para un modelo GJR-GARCH (1,1) responde a la expresión analítica: $\sigma_t^2(\varepsilon_{t\&l}) = \omega + \alpha \varepsilon_{t\&l}^2 + \beta \varepsilon_{t\&l}^2 S_{t\&l}^{\alpha}$, donde $\varepsilon_{t\&l}$ toma valores en el intervalo (-10, 10).

c) Estacionalidad diaria en volatilidad

Respecto a la existencia de efectos estacionales diarios en la varianza condicional, se detectó un efecto estacional en la volatilidad de los tipos nominados en marcos a 3 y 6 meses, y en aquéllos con plazos entre 2 y 7 años, de los tipos en dólares (excepto a 6 meses y 1 año) y de los nominados en yenes (excepto en los tipos a 1 mes y a 10 años).

Como era de esperar, las pautas estacionales no son análogas para las diferentes divisas, ya que están ligadas a las características específicas de cada mercado. El mercado alemán es el que presenta mayor estabilidad a lo largo de los días, observándose únicamente los jueves una volatilidad media significativamente superior a la del resto de los días de la semana. Por su parte, los tipos en dólares presentan una volatilidad media con diferencias significativas a lo largo de la semana de negociación. En este mercado se observa que la volatilidad media de los tipos a medio y largo plazo se va incrementando conforme avanza la semana. Por último, la volatilidad media de los tipos en yenes presenta diferencias significativas al comienzo y al final de la semana respecto al martes. En concreto, la volatilidad media de los tipos en yenes se reduce al final o al comienzo de la semana de negociación.

La mayor volatilidad observada al final del periodo de la semana se explica por: a) la información privada que afecta a los precios cuando hay negociación, b) la información pública que circula por los mercados, que en el caso de un mercado *OTC* tiene menos canales de circulación, c) los errores en los precios que se cometen en la negociación, dado que se trata de un mercado *OTC*, d) los reajustes de carteras que efectúan los operadores de los mercados habitualmente al final de la semana de negociación y e) la volatilidad del mercado de *IRS* puede presentar alguna relación de causalidad con la de otros mercados, que no necesariamente ha de ser instantánea¹³.

5. Transmisión de la volatilidad a lo largo de la ETTI

Las estimaciones indican que la volatilidad condicionada del tipo a 1 mes es una variable explicativa de la volatilidad condicionada en los modelos de los tipos de la ETTI nominada en marcos, yenes y dólares (ver tabla 3). En el marco, los coeficientes que miden la transmisión de la volatilidad *contemporánea* son significativos¹⁴ en los tipos a 3 y 6 meses y a 1, 4 y 10 años, y tienen siempre signo positivo. En el yen, dichos coeficientes son también significativos y tienen signo positivo en los tipos con plazos inferiores a 7 años (excepto en el tipo a un año),

¹³ French y Roll (1986), que obtienen medidas descriptivas de las cotizaciones en New York Stock Exchange y American Stock Exchange durante la semana de negociación, durante los fines de semana y en los periodos de vacaciones, observan un efecto estacional en la volatilidad similar al aquí presentado, y también consideran que es la propia negociación la que provoca tal variabilidad.

¹⁴ Al 80% de confianza.

mientras que en el dólar, lo son únicamente en los tipos a 2 y 3 años. Por otra parte, se observa transmisión *dinámica* de volatilidad desde el tipo a un mes al tramo medio de la ETTI en marcos y al tramo corto de la ETTI nominada en dólares con cuatro o cinco días de retraso. En concreto, este resultado se observa en las volatilidades de los tipos en marcos con plazos de 2 a 8 años y en los tipos en dólares a 3, 6 y 12 meses. La explicación de este efecto parece residir en que se trata de tipos de interés con plazos largos que proceden de un mercado derivado con menor liquidez¹⁵. Simultáneamente, esta transmisión dinámica podría estar recogiendo pautas de estacionalidad semanal en volatilidad.

Resumiendo, la evidencia presentada es consistente con un esquema de transmisión de volatilidades desde el plazo más corto a lo largo de la estructura temporal. Sin embargo, la transmisión de volatilidad a lo largo de la ETTI presenta aspectos específicos de cada divisa: (1) mientras que en la ETTI nominada en marcos la transmisión a los plazos cortos se produce de forma instantánea y a los plazos largos se produce con cierto retraso, en la ETTI nominada en dólares la transmisión es instantánea, y (2) en las ETTI nominadas en dólares y en yenes no se detecta transmisión de volatilidad significativa a los tipos a más largo plazo, mientras que sí se encuentra transmisión en la ETTI nominada en marcos.

Es interesante comprobar que la transmisión de volatilidades desde el tipo a un mes a lo largo de la ETTI no parece estar producida por la relación entre los tipos del lado corto de la curva, procedentes del euromercado o interbancario (según la divisa), y los tipos del lado largo, tipos cotizados en el mercado de *IRS*, implícita en la propia definición del instrumento derivado, ya que, en tal caso, la volatilidad se transmitiría desde los tipos a 6 meses o un año del mercado interbancario al resto de los tipos¹⁶.

La evidencia empírica expuesta para el marco alemán es interesante porque mientras que en el mercado interbancario Ayuso, Haldane y Restoy (1994) no encuentran evidencia de transmisión de volatilidades desde el tipo a un día al resto de los tipos del mercado interbancario (que consideran que es un efecto de la actuación del Bundesbank), la evidencia presentada en este trabajo muestra que sí hay transmisión desde el tipo un mes hacia mercados no intervenidos

¹⁵ El volumen de contratación de *IRS* nominados en dólares y yenes es superior al de *IRS* nominados en marcos alemanes, según los datos publicados por la *International Swaps and Derivatives Association (ISDA)*, lo que podría explicar la ausencia de tales efectos en los tipos *swap* en dólares y yenes.

¹⁶ Un *IRS* es un intercambio entre dos partes contractuales de flujos de pagos en el curso del tiempo, nominados sobre un mismo principal y calculados con diferentes tipos de referencia, un tipo fijo y otro variable. La ETTI se obtiene a partir de los tipos fijos cotizados, mientras que los tipos variables son, convencionalmente, el interbancario del país emisor a 6 meses o un año, y no el tipo a 1 mes.

(euromercado y el mercado de *IRS*)¹⁷.

6. Conclusiones

Los cambios experimentados en la política monetaria en los últimos años hacia el control ejercido sobre los tipos de interés a más corto plazo, y el debate sobre los efectos estabilizadores de los requerimientos de reservas, ilustran la importancia atribuida por los bancos centrales al mantenimiento de precios estables en los mercados monetarios. Implícitamente, se está suponiendo que la volatilidad no se internaliza en los tipos a corto plazo, sino que se transmite a tipos de plazos superiores, que son los relevantes para las decisiones de consumo e inversión. Sin embargo, hay una escasa evidencia empírica que documente dicha transmisión de volatilidades a lo largo de la estructura temporal. Si bien el trabajo de Ayuso, Haldane y Restoy (1994) analiza esta cuestión, su estudio se desarrolla sólo para el tramo corto de la ETTI y, en consecuencia, no presenta evidencia para los tipos a largo plazo que, como se ha indicado, son los relevantes en las decisiones de ahorro e inversión.

La evidencia presentada en este trabajo describe unas volatilidades de los tipos de la ETTI del mercado de *IRS* caracterizadas por: (1) dependen de su pasado y, en consecuencia, son en cierto modo predecibles, (2) responden muy gradualmente a las innovaciones no anticipadas en los tipos de interés, (3) se ven afectadas de forma asimétrica por las sorpresas, de tal modo que el impacto de las sorpresas positivas sobre la volatilidad de algunos tipos de las ETTIs es mayor que el de las negativas, (4) presentan efectos estacionales diarios que son diferentes según el plazo y la divisa, (5) tienen efecto sobre la media de los tipos de interés a más largo plazo, y (6) son más elevadas en los tipos a más corto plazo que en los tipos a largo. Además, los propios tipos de interés tienen características estacionales en media y dependen de su pasado más reciente (como mucho de la semana anterior). Por último, los tipos nominados en marcos siguen procesos autorregresivos de orden uno que son específicos del día de la semana.

Adicionalmente, los resultados determinan un esquema de transmisión de volatilidades desde el plazo de un mes (del mercado interbancario o euromercado) a otros plazos superiores en la ETTI del mercado de *IRS*. Por tanto, la evidencia empírica aportada en este capítulo es consistente con la hipótesis mantenida por la mayoría de los bancos centrales de países desarrollados acerca de que la volatilidad de los tipos a más corto plazo se transmite al resto de los tipos de interés, de modo que se hace imprescindible mantener mecanismos de estabilidad de los tipos a más corto plazo. Sin embargo, el hecho de que la volatilidad se transmita desde

¹⁷ Ayuso, Haldane y Restoy (1994), que analizan tipos diarios del mercado monetario a un día, uno, tres y doce meses desde enero de 1988 hasta enero de 1993, observan transmisión de la volatilidad del tipo a un día a lo largo de la ETTI en el mercado británico, español y francés y rechazan dicha transmisión en el mercado alemán (excepto para el plazo más largo de los que analizan, donde el parámetro estimado es negativo).

el tipo a un mes a lo largo de la ETTI del mercado de *IRS*, no garantiza que ocurra lo mismo en otros mercados. Por tanto, la justificación del uso de políticas monetarias encaminadas al control de los tipos a corto plazo debería descansar en análisis más globales, es decir, en el estudio de un conjunto representativo de mercados financieros.

Por otra parte, los resultados que se presentan en este trabajo tienen un claro potencial de utilización práctica en la gestión de carteras de inversión. Conocer el comportamiento dinámico de la volatilidad y su transmisión entre los mercados de renta fija y de derivados es indispensable para los gestores de carteras. En efecto, el diseño de una cobertura más adecuada con *IRS* debe considerar de forma explícita el efecto de la volatilidad de los tipos a más corto plazo sobre la volatilidad de los tipos fijos de *IRS*. De hecho, los modelos de evaluación del riesgo de mercado que gozan de más popularidad, como es el cálculo del Valor en Riesgo (VaR), incluyen las correlaciones entre los tipos a distinto vencimiento al imputar las volatilidades (por ejemplo, la metodología *Riskmetrics*TM desarrollada por *J. P. Morgan*, que proporciona las volatilidades históricas y las correlaciones con este fin).

Finalmente, a la luz de la evidencia presentada respecto del esquema de transmisión de la volatilidad, surge una interesante cuestión que constituye una clara extensión de este trabajo: ¿existe transmisión de volatilidad entre estructuras temporales de distintas divisas? Y, en tal caso, ¿cuál es la dirección?

Referencias bibliográficas

- Ayuso, J., Haldane, A. G. y Restoy, F. (1994), "Volatility transmission along the money market yield curve", Documento de Trabajo 9403, Servicio de Estudios del Banco de España, págs.: 1-30.
- Baillie, R. T. y Bollerslev, T. (1989), "The message in the daily exchange rates: A conditional variance tale", *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, págs.: 297-305.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, págs.: 307-327.
- Bollerslev, T. (1987), "A conditional heteroscedastic time series model for speculative prices and rates of return", *Review of Economics and Statistics*, 69, págs.: 542-547.
- Bollerslev, T. y Wooldridge, J. M. (1992), "Quasi maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time varying covariance", *Econometric Reviews*, 11 (2), págs.: 143-172.
- Engle, R. F. y Ng, V. (1993), "Measuring and testing the impact of news on volatility", *The Journal of Finance*, 48 (5), págs.: 1749-1778.
- Engle, R. F., Lilien, D. M. y Robins, R. P. (1987), "Estimating time varying risk premia in the term structure: The Arch-M model", *Econometrica*, 55, págs.: 391-407.
- French, K. R. y Roll, R. (1986), "Stock Return variances: The arrival of information and the reaction of traders", *Journal of Financial Economics*, 17, págs.: 5-26.
- Glosten, L. R., Jaganathan, R. y Runkle, D. (1993), "On the relationship between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks", *Journal of Finance*, 48, págs.: 1779-1801.
- Nelson, D. B. (1992), "Filtering and forecasting with misspecified Arch models I", *Journal of Econometrics*, 52, págs.: 61-112.
- Newey, W. y West, K. (1987), "A simple positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, 55, págs.: 703-708.

Apéndice 1

Tabla 1. Contrastes de identificación

	Tabla 1 (m)						Tabla 1 (d)						Tabla 1 (y)					
	ADF	PP	Tamaño	Sesgo -	Sesgo +	Conjunto	ADF	PP	Tamaño	Sesgo -	Sesgo +	Conjunto	ADF	PP	Tamaño	Sesgo -	Sesgo +	Conjunto
r 1 mes	-0.944 -13.783*	-0.986 -62.585*	-0.265 (-1.641)	-0.047 (-0.084)	8.080 (3.552)	9.016 (0.01)	-1.448 -13.455*	-1.397 -60.173*	-0.066 (-0.246)	-5.258 (-0.0857)	23.325 (1.992)	1.923 (0.38)	-1.345 -13.097*	-1.292 -48.738*	0.293 (0.836)	-3.788 (-1.398)	12.068 (1.498)	2.053 (0.36)
r 3 meses	-0.596 -12.646*	-0.514 -61.759*	0.118 (0.981)	-5.479 (-2.898)	9.807 (3.187)	1.540 (0.46)	-0.998 -13.106*	-0.911 -59.571*	-0.267 (-1.313)	-1.540 (-1.123)	39.241 (1.741)	3.679 (0.16)	-0.019 -12.533*	-0.874 -46.448*	0.315 (1.145)	-9.508 (-3.330)	13.997 (2.407)	2.055 (0.36)
r 6 meses	-0.637 -11.994*	-0.495 -63.028*	0.063 (0.553)	-7.017 (-3.182)	8.413 (3.302)	0.282 (0.87)	-1.096 -13.358*	-1.037 -76.132*	-0.764 (-1.551)	-14.087 (-1.683)	87.977 (2.285)	7.355 (0.03)	-1.095 -11.667*	-0.945 -47.152*	0.431 (1.584)	-27.327 (-2.540)	7.331 (1.979)	2.803 (0.25)
r 1 año	-0.649 -11.466*	-0.465 -62.477*	0.020 (0.180)	-7.759 (-4.170)	4.191 (2.457)	2.571 (0.28)	-1.252 -13.619*	-1.136 -62.282*	-0.166 (-0.605)	-3.677 (-1.209)	32.637 (1.505)	1.849 (0.40)	-1.279 -11.852*	-1.079 -42.906*	-0.894 (1.608)	-4.813 (-0.837)	7.654 (2.194)	3.903 (0.14)
r 2 años	-0.687 -11.660*	-0.417 -51.799*	-0.257 (-1.906)	-7.954 (-1.742)	11.715 (5.201)	3.320 (0.19)	-1.347 -12.711*	-1.100 -55.373*	-0.223 (-0.884)	-2.309 (-1.447)	5.232 (1.772)	1.074 (0.58)	-1.428 -11.214*	-1.098 -46.832*	-0.002 (-0.015)	-3.903 (-1.528)	17.821 (2.650)	4.339 (0.11)
r 3 años	-0.650 -11.740*	-0.334 -52.124*	-0.181 (-1.726)	-5.804 (-1.404)	13.093 (4.709)	3.207 (0.20)	-1.310 -12.711*	-1.023 -56.032*	-0.208 (-0.866)	-2.448 (-1.505)	2.636 (1.703)	4.464 (0.11)	-1.367 -11.126*	-1.016 -47.032*	-0.092 (-0.624)	-4.702 (-1.466)	19.188 (2.800)	3.289 (0.19)
r 4 años	-0.555 -11.459*	-0.194 -53.830*	-0.207 (-2.111)	-4.334 (-1.210)	12.473 (5.672)	5.272 (0.07)	-1.195 -12.801*	-0.949 -56.320*	-0.094 (-0.478)	-3.143 (-1.905)	1.009 (1.086)	7.990 (0.02)	-1.224 -10.991*	-0.920 -48.289*	-0.242 (-1.736)	-4.915 (-1.634)	15.165 (3.060)	3.726 (0.15)
r 5 años	-0.407 -11.893*	-0.113 -53.961*	-0.182 (-2.011)	-3.580 (-1.243)	11.490 (5.291)	4.886 (0.09)	-1.125 -12.897*	-0.900 -55.663*	0.027 (0.307)	-2.617 (-2.043)	1.157 (1.152)	0.947 (0.62)	-1.116 -10.787*	-0.844 -48.759*	-0.310 (-2.487)	-0.184 (-0.093)	11.637 (3.009)	7.738 (0.02)
r 6 años	-0.271 -11.942*	0.003 -53.119*	-0.227 (-2.628)	-1.303 (-0.716)	12.691 (5.293)	10.912 (0.00)	-1.076 -13.098*	-0.842 -55.837*	0.074 (0.834)	-3.250 (-2.394)	1.056 (1.026)	1.371 (0.50)	-1.036 -10.474*	-0.766 -48.854*	-0.234 (-2.056)	0.338 (0.157)	10.414 (3.120)	5.988 (0.05)
r 7 años	-0.120 -12.245*	0.086 -55.278*	-0.282 (-3.347)	-0.564 (-0.358)	12.440 (5.197)	13.853 (0.00)	-1.024 -13.402*	-0.796 -57.368*	0.043 (0.480)	-4.460 (-3.091)	1.300 (1.114)	3.594 (0.17)	-0.967 -10.332*	-0.695 -50.673*	-0.370 (-3.339)	0.254 (0.112)	11.429 (3.257)	11.184 (0.00)
r 8 años	-0.038 -12.342*	0.124 -54.851*	-0.284 (-3.325)	-0.452 (-0.264)	13.449 (5.220)	14.188 (0.00)	-0.985 -13.456*	-0.772 -56.772*	0.004 (0.041)	-3.969 (-2.865)	1.501 (1.161)	3.050 (0.22)	-0.891 -10.295*	-0.658 -50.190*	-0.328 (-3.032)	0.021 (0.009)	10.482 (3.466)	8.821 (0.01)
r 9 años	0.041 -12.531*	0.141 -55.088*	-0.240 (-2.784)	-1.512 (-0.742)	13.468 (5.191)	10.659 (0.00)	-0.947 -13.541*	-0.757 -56.738*	-0.032 (-0.360)	-3.309 (-2.391)	1.861 (1.290)	1.959 (0.38)	-0.834 -10.352*	-0.628 -50.272*	-0.325 (-3.077)	-0.031 (-0.013)	9.137 (3.196)	9.281 (0.01)
r 10 años	0.111 -12.825*	0.124 -56.074*	-0.203 (-2.317)	-3.826 (-1.232)	13.004 (4.848)	7.261 (0.03)	-0.914 -13.654*	-0.752 -57.352*	-0.096 (-1.105)	-2.623 (-1.869)	2.485 (1.589)	2.468 (0.29)	-0.779 -10.522*	-0.608 -51.014*	-0.246 (-2.343)	-0.700 (-0.312)	8.034 (2.767)	5.482 (0.06)

Nota: Las dos primeras columnas presentan los contrastes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron (PP) en niveles y primera diferencia. Valores críticos al 90% de confianza: ADF = -2.582, PP = -2.568. Un asterisco denota un estadístico significativo al 90% de confianza. Las restantes columnas contienen los estadísticos para los contrastes de sesgo de tamaño, de sesgo de signo positivo, de sesgo de signo negativo y conjunto, propuestos por Engle y Ng (1993). Se presentan los coeficientes estimados para las variables ficticias junto con el estadístico t y, en la última columna, el estadístico de Wald para el contraste de la hipótesis: $b_1=0, b_2=-b_3$ con su p -valor.

Tabla 2. Contrastes de estacionalidad diaria

$$\Delta r_t = \omega_L L_t + \omega_M M_t + \omega_X X_t + \omega_J J_t + \omega_V V_t + \varepsilon_t$$

Tabla 2 (m)

Tabla 2 (d)

Tabla 2 (y)

	ω_L	ω_M	ω_X	ω_J	ω_V	E. Wald	ω_L	ω_M	ω_X	ω_J	ω_V	E. Wald	ω_L	ω_M	ω_X	ω_J	ω_V	E. Wald
r 1 mes	0.593 (0.464)	0.276 (0.363)	-0.477 (0.399)	-0.151 (0.106)	-0.316 (0.402)	4.53 (0.33)	0.211 (0.478)	0.280 (0.289)	-0.356 (0.361)	-0.331 (0.435)	-0.045 (0.441)	2.97 (0.56)	-0.529 (0.388)	-0.053 (0.263)	0.039 (0.265)	-0.090 (0.349)	-0.417 (0.353)	2.27 (0.69)
r 3 meses	0.500* (0.296)	0.333 (0.269)	-0.364 (0.274)	-0.730* (0.269)	0.164 (0.252)	16.13* (0.00)	0.069 (0.318)	0.207 (0.309)	-0.291 (0.221)	-0.591* (0.267)	0.333 (0.276)	8.21* (0.08)	-0.410* (0.203)	-0.320 (0.197)	-0.047 (0.154)	0.042 (0.212)	-0.205 (0.208)	3.21 (0.52)
r 6 meses	0.084 (0.280)	0.416 (0.270)	-0.532* (0.253)	-0.357 (0.272)	0.295 (0.245)	11.61* (0.02)	-0.437 (0.565)	0.173 (0.317)	-0.172 (0.288)	-0.437 (0.296)	0.609 (0.519)	4.32 (0.36)	-0.411* (0.202)	-0.329 (0.216)	-0.133 (0.184)	0.099 (0.201)	-0.233 (0.196)	4.13 (0.39)
r 1 año	0.331 (0.269)	0.553* (0.279)	-0.320 (0.244)	-0.650* (0.273)	-0.035 (0.234)	12.46* (0.01)	-0.000 (0.364)	0.992* (0.427)	-0.709* (0.349)	-0.499 (0.388)	-0.036 (0.337)	7.63 (0.11)	-0.152 (0.302)	-0.422* (0.169)	0.013 (0.149)	-0.109 (0.234)	0.278 (0.179)	5.86 (0.21)
r 2 años	0.599* (0.201)	-0.257 (0.186)	-0.086 (0.202)	-0.175 (0.204)	0.251 (0.207)	15.49* (0.00)	0.365 (0.267)	0.327 (0.264)	-0.313 (0.254)	-0.310 (0.270)	-0.396 (0.423)	6.97 (0.14)	-0.306 (0.203)	0.414* (0.225)	-0.314 (0.231)	-0.344* (0.208)	-0.424 (0.204)	10.01* (0.04)
r 3 años	0.596* (0.200)	-0.337* (0.180)	-0.100 (0.188)	-0.047 (0.201)	-0.330* (0.200)	17.91* (0.00)	0.429* (0.258)	0.063 (0.265)	-0.337 (0.249)	-0.219 (0.264)	-0.307 (0.404)	5.73 (0.22)	-0.191 (0.197)	0.297 (0.241)	-0.245 (0.236)	-0.386* (0.223)	-0.387* (0.207)	6.22 (0.18)
r 4 años	0.503* (0.198)	0.272 (0.179)	-0.171 (0.181)	-0.105 (0.209)	-0.217 (0.197)	11.51* (0.02)	0.476* (0.258)	-0.074 (0.257)	-0.322 (0.232)	-0.110 (0.259)	-0.373 (0.378)	6.23 (0.18)	-0.177 (0.201)	0.465* (0.254)	-0.338 (0.228)	-0.485* (0.227)	-0.318 (0.207)	9.37* (0.05)
r 5 años	0.483* (0.199)	-0.322* (0.181)	-0.160 (0.180)	-0.141 (0.194)	-0.135 (0.190)	10.43* (0.03)	0.579* (0.250)	-0.052 (0.245)	-0.401* (0.228)	-0.280 (0.257)	-0.265 (0.366)	9.96* (0.04)	-0.070 (0.199)	0.321 (0.242)	-0.341 (0.228)	-0.456* (0.224)	-0.260 (0.204)	6.82 (0.15)
r 6 años	0.388* (0.191)	-0.288* (0.171)	-0.168 (0.170)	-0.105 (0.184)	-0.122 (0.182)	7.94* (0.09)	0.510* (0.242)	-0.024 (0.242)	-0.414* (0.225)	-0.268 (0.252)	-0.244 (0.364)	8.94* (0.06)	0.018 (0.195)	0.247 (0.226)	-0.312 (0.219)	-0.466* (0.219)	-0.251 (0.192)	6.51 (0.16)
r 7 años	0.288 (0.190)	-0.251 (0.169)	-0.178 (0.172)	-0.067 (0.185)	-0.109 (0.183)	5.05 (0.28)	0.437* (0.245)	0.001 (0.251)	-0.428* (0.232)	-0.255 (0.256)	-0.220 (0.371)	7.31 (0.12)	0.110 (0.207)	0.170 (0.225)	-0.283 (0.225)	-0.476* (0.224)	-0.239 (0.195)	5.84 (0.21)
r 8 años	0.285 (0.186)	-0.267* (0.166)	-0.176 (0.168)	-0.074 (0.178)	-0.088 (0.181)	5.30 (0.26)	0.455* (0.238)	-0.041 (0.244)	-0.428* (0.226)	-0.224 (0.251)	-0.235 (0.363)	7.80* (0.10)	0.079 (0.199)	0.183 (0.216)	-0.258 (0.216)	-0.466* (0.217)	-0.229 (0.189)	5.78 (0.22)
r 9 años	0.281 (0.186)	-0.286* (0.166)	-0.174 (0.170)	-0.079 (0.176)	0.065 (0.183)	5.32 (0.26)	0.473* (0.234)	-0.085 (0.240)	-0.427* (0.225)	-0.192 (0.251)	-0.252 (0.359)	8.19* (0.08)	0.049 (0.197)	0.197 (0.212)	-0.232 (0.211)	-0.456* (0.213)	-0.219 (0.187)	5.64 (0.22)
r 10 años	0.274 (0.191)	-0.306* (0.172)	-0.171 (0.176)	-0.084 (0.180)	-0.040 (0.190)	5.13 (0.27)	0.493* (0.236)	-0.131 (0.241)	-0.427* (0.230)	-0.158 (0.256)	-0.269 (0.358)	8.42* (0.08)	-0.530 (0.388)	-0.053 (0.263)	0.039 (0.265)	-0.090 (0.349)	-0.417 (0.353)	2.27 (0.69)

Nota: Regresión de los cambios en los tipos cupón cero sobre cinco variables ficticias indicativas del día de la semana. Entre paréntesis, las desviaciones típicas robustas de Newey-West. Todos los parámetros y sus desviaciones típicas se han multiplicado por 10^2 . Un asterisco indica que el parámetro es significativo bajo supuestos de Normalidad al 90%. *E. Wald* es el estadístico de Wald para el contraste de la hipótesis nula $\omega_L = \omega_M = \omega_X = \omega_J = \omega_V$, junto con su p-valor. Un asterisco indica que el estadístico es significativo al 90%.

Tabla 3 (m). Estimaciones de modelos GJR-GARCH con transmisión de volatilidad

$$\Delta r_{t-1} \eta_1 \Delta r_{t-1} \eta_2 \Delta r_{t-2} \eta_3 \Delta r_{t-3} \eta_4 \Delta r_{t-4} \eta_5 \Delta r_{t-5} \omega_L L_t \omega_M M_t \omega_X X_t \omega_J J_t \omega_V V_t \eta_L(L_t \Delta r_{t-1}) \eta_M(M_t \Delta r_{t-1}) \eta_X(X_t \Delta r_{t-1}) \eta_J(J_t \Delta r_{t-1}) \eta_V(V_t \Delta r_{t-1}) \kappa \sigma_t^2 \epsilon_t$$

$$\text{con } \epsilon_t \sim \rho \epsilon_{t-1} \sigma_t^2 \quad \sigma_t^2 = \nu \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma S_{t-1}^{\kappa} \beta \sigma_{t-1}^2 \eta_L L_t \eta_X X_t \eta_J J_t \eta_V V_t \alpha \sigma_{t-1} \quad \lambda_4 \sigma_{t-4, 1 \text{ mes}} \lambda_5 \sigma_{t-5, 1 \text{ mes}}$$

Plazo	η_1	η_2	η_3	η_4	η_5	ω_L	ω_M	ω_X	ω_J	ω_V	η_L	η_M	η_X	η_J	η_V	κ	ρ	ν	α	γ	β	η_J	λ	λ_4	λ_5	Q(10)	LM(1)	Q ² (10)
1 mes	-0.521 (0.121)	--	--	-0.048 (0.032)	-0.050 (0.027)	--	--	--	--	--	-0.088 (0.063)	--	--	--	--	--	0.398 (0.128)	0.579 (0.092)	0.583 (0.196)	-0.547 (0.193)	0.202 (0.084)	--	--	--	--	17.60 (0.04)	0.14 (0.71)	3.16 (0.96)
3 mes	-0.286 (0.045)	--	--	--	--	--	0.473 (0.226)	--	-0.700 (0.243)	--	0.186 (0.074)	--	0.164 (0.074)	0.168 (0.073)	0.267 (0.067)	--	--	-0.025 (0.017)	0.080 (0.017)	--	0.896 (0.020)	0.075 (0.037)	0.227** (0.175)	--	--	6.29 (0.79)	0.31 (0.58)	0.08 (1.00)
6 mes	-0.213 (0.029)	--	-0.056 (0.020)	--	0.025 (0.019)	--	0.315 (0.229)	-0.433 (0.197)	-0.465 (0.233)	--	--	--	0.163 (0.055)	--	0.228 (0.054)	--	--	-0.025 (0.018)	0.077 (0.018)	--	0.880 (0.023)	0.068 (0.040)	0.296* (0.179)	--	--	3.83 (0.96)	0.00 (0.98)	0.00 (1.00)
1 año	-0.701 (0.155)	-0.122 (0.031)	-0.063 (0.022)	--	--	--	0.525 (0.223)	--	-0.857 (0.239)	-0.693 (0.272)	0.140 (0.054)	--	0.110 (0.046)	--	--	--	0.531 (0.159)	-0.021 (0.021)	0.101 (0.022)	--	0.844 (0.029)	--	0.448* (0.238)	--	--	5.63 (0.78)	0.00 (0.95)	0.33 (1.00)
2 años	--	--	--	--	0.051 (0.022)	0.499 (0.174)	--	--	--	--	0.139 (0.045)	--	--	--	0.207 (0.048)	-0.042 (0.019)	--	-0.004 (0.005)	0.105 (0.020)	--	0.871 (0.018)	0.050 (0.017)	--	-0.217* (0.018)	0.218* (0.037)	22.74 (0.01)	0.26 (0.61)	13.31 (0.21)
3 años	--	--	--	0.031 (0.021)	0.048 (0.023)	0.732 (0.168)	--	--	--	--	0.212 (0.044)	--	--	--	0.083 (0.048)	-0.036 (0.017)	--	0.122 (0.017)	0.143 (0.026)	--	0.580 (0.068)	-0.044 (0.021)	--	-0.177* (0.090)	-0.178* (0.097)	15.21 (0.13)	0.25 (0.62)	52.82 (0.00)
4 años	--	--	--	--	--	-0.309 (0.118)	--	--	--	--	--	1.004 (0.012)	--	--	--	-0.035 (0.018)	--	0.075 (0.005)	0.139 (0.028)	--	0.585 (0.013)	0.053 (0.035)	--	-0.108* (0.025)	-0.158* (0.022)	10.62 (0.39)	0.12 (0.73)	47.55 (0.00)
5 años	--	--	--	--	0.038 (0.021)	0.616 (0.192)	--	--	--	--	0.099 (0.045)	--	--	--	--	-0.066 (0.020)	--	-0.009 (0.005)	0.085 (0.016)	--	0.889 (0.020)	0.069 (0.019)	--	-0.123* (0.055)	0.135* (0.068)	18.79 (0.04)	0.00 (0.96)	12.59 (0.25)
6 años	--	--	--	--	0.029 (0.021)	0.557 (0.184)	--	--	--	--	0.102 (0.043)	--	--	--	--	-0.069 (0.020)	--	-0.007 (0.005)	0.087 (0.015)	--	0.884 (0.018)	0.056 (0.015)	--	-0.096* (0.059)	0.111* (0.070)	17.71 (0.06)	0.00 (0.99)	4.66 (0.91)
7 años	--	--	--	--	--	0.442 (0.180)	--	--	--	--	0.068 (0.041)	--	--	--	--	-0.048 (0.020)	--	-0.003 (0.005)	0.098 (0.016)	-0.054 (0.022)	0.899 (0.018)	0.044 (0.016)	--	-0.095* (0.053)	0.097** (0.064)	12.99 (0.22)	0.10 (0.75)	4.25 (0.94)
8 años	--	--	--	--	--	0.446 (0.175)	--	--	--	--	0.078 (0.040)	--	--	--	--	-0.051 (0.020)	--	0.003 (0.004)	0.096 (0.016)	-0.054 (0.020)	0.904 (0.017)	--	--	-0.070** (0.054)	0.083** (0.065)	10.88 (0.37)	0.01 (0.93)	3.45 (0.97)
9 años	--	--	--	--	--	0.421 (0.178)	--	--	--	--	0.055 (0.040)	--	--	--	--	-0.049 (0.020)	--	-0.001 (0.005)	0.093 (0.017)	-0.048 (0.020)	0.903 (0.019)	--	0.063 (0.043)	--	--	20.00 (0.03)	0.58 (0.45)	5.37 (0.87)
10 años	--	--	--	--	--	--	-0.225 (0.154)	--	--	--	--	-0.060 (0.043)	--	--	--	--	--	-0.002 (0.005)	0.095 (0.017)	-0.053 (0.021)	0.902 (0.020)	--	0.083* (0.046)	--	--	8.81 (0.55)	0.12 (0.72)	4.34 (0.93)

Nota: Periodo: 3/4/1987 a 31/12/1998. Desviaciones típicas robustas de Bollerslev-Wooldridge (1992) entre paréntesis. L, M, X, J y V son variables ficticias que recogen el día de la semana. Los parámetros $\omega_L, \omega_X, \omega_J, \omega_V, \eta_L, \eta_X, \eta_J, \eta_V$ y ν han sido multiplicados por 10^2 . La variable ficticia S_t^{κ} toma valor 1 cuando $\epsilon_t < 0$ y 0 en caso contrario. LM(1) es el contraste de los multiplicadores de Lagrange de efectos ARCH(1) sobre los residuos estimados. Entre paréntesis se incluye su p-valor. Q(10) y Q²(10) son el estadístico de Ljung-Box de autocorrelación en los residuos y en el cuadrado de los residuos. Entre paréntesis se incluye su p-valor.

Tabla 3 (d). Estimaciones de modelos GJR-GARCH con transmisión de volatilidad

$$\Delta r_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta r_{t+1} + \alpha_2 \Delta r_{t+2} + \alpha_3 \Delta r_{t+3} + \alpha_4 \Delta r_{t+4} + \alpha_5 \Delta r_{t+5} + \omega_L L_t + \omega_M M_t + \omega_X X_t + \omega_J J_t + \omega_V V_t + \kappa \sigma_t^2 + \epsilon_t$$

con $\epsilon_t \sim \rho \epsilon_{t-1} + \omega_t$ $\sigma_t^2 = v + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \gamma \epsilon_{t-1} \epsilon_{t-2}^2 + \beta S_{t-1}^2 + \sigma_{t-1}^2 (\alpha_L L_t + \alpha_X X_t + \alpha_J J_t + \alpha_V V_t) + \lambda \sigma_{t-4, 1 \text{ mes}} + \lambda_4 \sigma_{t-4, 1 \text{ mes}} + \lambda_5 \sigma_{t-5, 1 \text{ mes}}$

Plazo	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	ω_L	ω_M	ω_X	ω_J	ω_V	κ	ρ	v	α	γ	β	α_L	α_X	α_J	α_V	λ	λ_4	λ_5	Q(10)	LM(1)	Q ² (10)		
1 mes	--	0.065 (0.027)	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	-0.158 (0.163)	0.204 (0.099)	--	0.422 (0.121)	1.020 (0.401)	0.706 (0.273)	1.174 (0.347)	--	--	--	--	--	--	3.46 (0.97)	0.02 (0.89)	0.36 (1.00)
3 meses	-0.054 (0.028)	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	0.235 (0.034)	0.188 (0.042)	--	0.679 (0.080)	--	-0.565 (0.076)	--	--	--	--	--	-0.177* (0.047)	11.61 (0.31)	0.06 (0.81)	3.12 (0.98)	
6 meses	-0.092 (0.033)	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	-0.567 (0.282)	0.154 (0.082)	--	0.779 (0.048)	--	--	--	--	--	--	--	0.073* (0.032)	5.68 (0.84)	0.38 (0.54)	0.73 (1.00)	
1 año	-0.079 (0.037)	--	-0.075 (0.040)	--	--	--	--	--	--	--	--	--	-0.013 (0.036)	0.095 (0.038)	--	0.856 (0.025)	--	--	--	--	--	--	--	0.660* (0.400)	10.42 (0.40)	1.27 (0.26)	2.24 (0.99)	
2 años	--	--	--	-0.029 (0.020)	--	--	--	--	-0.663 (0.266)	--	--	--	-0.011 (0.020)	0.082 (0.026)	-0.051 (0.025)	0.913 (0.014)	-0.301 (0.075)	--	0.113 (0.049)	0.235 (0.077)	0.177* (0.106)	--	--	--	8.72 (0.56)	0.31 (80.58)	2.20 (1.00)	
3 años	--	--	--	-0.031 (0.020)	--	0.441 (0.265)	--	--	--	--	-0.031 (0.020)	--	-0.013 (0.020)	0.072 (0.022)	-0.049 (0.023)	0.915 (0.016)	-0.351 (0.109)	--	0.123 (0.048)	0.302 (0.119)	0.180** (0.130)	--	--	--	8.96 (0.54)	0.01 (0.91)	1.63 (1.00)	
4 años	--	--	--	-0.038 (0.020)	--	0.439 (0.263)	--	--	--	--	-0.033 (0.021)	--	-0.006 (0.017)	0.066 (0.018)	-0.040 (0.020)	0.925 (0.012)	-0.304 (0.099)	--	0.147 (0.043)	0.267 (0.104)	-0.018 (0.035)	--	--	--	7.27 (0.70)	0.06 (0.81)	3.41 (0.97)	
5 años	--	--	--	--	--	0.542 (0.254)	--	--	--	--	-0.033 (0.020)	--	-0.004 (0.018)	0.064 (0.015)	-0.035 (0.016)	0.915 (0.019)	-0.227 (0.057)	--	0.135 (0.042)	0.183 (0.054)	0.020 (0.045)	--	--	--	20.01 (0.03)	1.85 (0.17)	25.00 (0.01)	
6 años	--	--	--	--	--	0.485 (0.249)	--	--	--	--	-0.032 (0.020)	--	0.001 (0.017)	0.067 (0.015)	-0.036 (0.016)	0.914 (0.018)	-0.198 (0.052)	--	0.137 (0.041)	0.139 (0.048)	-0.016 (0.032)	--	--	--	11.76 (0.30)	2.05 (0.15)	15.10 (0.13)	
7 años	--	--	--	--	--	0.457 (0.252)	--	--	--	--	-0.030 (0.020)	--	0.001 (0.017)	0.065 (0.015)	-0.031 (0.016)	0.920 (0.017)	-0.173 (0.051)	--	0.134 (0.042)	0.100 (0.046)	-0.005 (0.033)	--	--	--	8.57 (0.57)	1.45 (0.23)	17.71 (0.06)	
8 años	--	--	--	--	--	0.446 (0.246)	--	--	--	--	-0.031 (0.020)	--	0.001 (0.017)	0.068 (0.016)	-0.039 (0.016)	0.919 (0.017)	-0.157 (0.049)	--	0.133 (0.040)	0.086 (0.043)	-0.005 (0.031)	--	--	--	9.72 (0.47)	1.44 (0.23)	16.65 (0.08)	
9 años	--	--	--	--	--	0.451 (0.244)	--	--	--	--	-0.032 (0.020)	--	-0.000 (0.016)	0.071 (0.017)	-0.046 (0.017)	0.918 (0.017)	-0.147 (0.049)	--	0.133 (0.039)	0.073 (0.043)	0.016 (0.037)	--	--	--	10.81 (0.37)	0.93 (0.34)	11.63 (0.31)	
10 años	--	--	--	--	--	0.477 (0.246)	--	--	--	--	-0.033 (0.020)	--	-0.003 (0.017)	0.071 (0.017)	-0.049 (0.018)	0.919 (0.018)	-0.140 (0.050)	--	0.133 (0.041)	0.059 (0.044)	0.059 (0.050)	--	--	--	18.36 (0.05)	2.03 (0.15)	26.83 (0.00)	

Nota: Periodo: 3/4/1987 a 31/12/1998. Desviaciones típicas robustas de Bollerslev-Wooldridge (1992) entre paréntesis. L, M, X, J y V son variables ficticias que recogen el día de la semana. Los parámetros ω_L , ω_X , ω_J , ω_V , α_L , α_X , α_J , α_V y v han sido multiplicados por 10^2 . La variable ficticia S_t^k toma valor 1 cuando $\epsilon_t < 0$ y 0 en caso contrario. LM(1) es el contraste de los multiplicadores de Lagrange de efectos ARCH(1) sobre los residuos estimados. Entre paréntesis se incluye su p -valor. Q(10) y Q²(10) son el estadístico de Ljung-Box de autocorrelación en los residuos y en el cuadrado de los residuos. Entre paréntesis se incluye su p -valor.

Tabla 3 (y). Estimaciones de modelos GJR-GARCH con transmisión de volatilidad

$$\Delta r_{t+1} = \rho \epsilon_{t+1} + \omega_L + \omega_M M_t + \omega_X X_t + \omega_J J_t + \omega_V V_t + \alpha \sigma_t \epsilon_{t+1}$$

$$\sigma_{t+1}^2 = v + \alpha \epsilon_{t+1}^2 + \gamma \epsilon_{t+1}^2 S_{t+1}^{\delta} + \beta \sigma_{t+1}^2 + \eta_L L_t + \eta_M M_t + \eta_X X_t + \eta_J J_t + \eta_V V_t + \lambda_1 \sigma_{t+1, 1 \text{ mes}} + \lambda_4 \sigma_{t+1, 4 \text{ mes}} + \lambda_5 \sigma_{t+1, 5 \text{ mes}}$$

Plazo	η_1	η_2	η_3	η_4	η_5	ω_L	ω_M	ω_X	ω_J	ω_V	κ	ρ	v	α	γ	β	η_L	η_X	η_J	η_V	λ	λ_4	λ_5	Q(10)	LM(1)	Q ² (10)
1 mes	0.153 (0.067)	0.123 (0.059)	-0.122 (0.071)	--	--	-0.573 (0.348)	--	--	--	--	--	--	0.096 (0.025)	0.482 (0.099)	--	0.551 (0.049)	--	--	--	--	--	--	--	14.10 (0.17)	0.23 (0.63)	1.08 (1.00)
3 meses	0.129 (0.037)	--	--	0.080 (0.035)	--	-0.450 (0.137)	--	--	--	--	--	--	-0.035 (0.013)	0.203 (0.041)	--	0.730 (0.058)	--	--	0.087 (0.019)	0.039 (0.022)	0.467** (0.314)	--	--	9.53 (0.48)	0.26 (0.61)	4.03 (0.95)
6 meses	0.181 (0.039)	--	0.103 (0.033)	--	--	-0.049 (0.023)	--	--	--	--	--	--	0.037 (0.011)	0.163 (0.042)	--	0.772 (0.047)	-0.123 (0.023)	-0.088 (0.017)	--	--	0.315* (0.156)	--	--	11.32 (0.33)	0.16 (0.69)	7.46 (0.68)
1 año	0.269 (0.036)	--	--	--	--	-0.554 (0.192)	--	--	--	--	--	--	0.066 (0.142)	0.212 (0.128)	--	--	--	-0.072 (0.035)	--	--	1.152 (2.713)	--	--	13.00 (0.22)	0.06 (0.80)	0.57 (1.00)
2 años	0.057 (0.023)	--	--	0.046 (0.024)	--	-0.372 (0.149)	0.320 (0.182)	-0.384 (0.212)	-0.436 (0.178)	-0.383 (0.175)	--	--	0.015 (0.006)	0.079 (0.016)	--	0.903 (0.018)	-0.025 (0.014)	--	--	-0.047 (0.019)	0.053** (0.039)	--	--	15.28 (0.12)	0.00 (0.98)	5.43 (0.86)
3 años	0.042 (0.023)	--	--	0.046 (0.023)	--	-0.332 (0.155)	--	-0.379 (0.228)	-0.473 (0.198)	-0.395 (0.180)	--	--	0.023 (0.008)	0.094 (0.019)	--	0.883 (0.020)	-0.036 (0.017)	--	--	-0.064 (0.023)	0.052** (0.041)	--	--	17.27 (0.07)	0.00 (0.98)	5.37 (0.87)
4 años	0.015 (0.023)	0.040 (0.023)	--	0.055 (0.022)	--	-0.413 (0.161)	--	-0.401 (0.217)	-0.511 (0.194)	-0.371 (0.198)	--	--	0.028 (0.011)	0.095 (0.021)	--	0.872 (0.025)	-0.074 (0.025)	--	-0.052 (0.029)	--	0.089** (0.061)	--	--	13.18 (0.21)	0.03 (0.87)	5.62 (0.85)
5 años	0.001 (0.022)	--	--	0.066 (0.022)	--	-0.323 (0.161)	--	-0.381 (0.212)	-0.492 (0.193)	-0.369 (0.189)	--	--	0.035 (0.010)	0.093 (0.021)	--	0.877 (0.025)	-0.059 (0.021)	--	-0.051 (0.028)	-0.050 (0.020)	0.073** (0.052)	--	--	16.29 (0.09)	0.83 (0.36)	5.19 (0.88)
6 años	--	--	--	0.059 (0.023)	--	-0.406 (0.182)	--	-0.617 (0.245)	-0.695 (0.227)	-0.524 (0.204)	1.078 (0.647)	--	0.032 (0.010)	0.095 (0.019)	--	0.876 (0.023)	-0.050 (0.019)	--	-0.041 (0.026)	-0.054 (0.018)	0.048** (0.037)	--	--	15.32 (0.12)	1.98 (0.16)	6.53 (0.77)
7 años	-0.048 (0.022)	--	--	0.041 (0.023)	--	-0.355 (0.197)	--	-0.590 (0.234)	-0.724 (0.227)	-0.522 (0.197)	1.231 (0.626)	--	0.015 (0.005)	0.122 (0.024)	-0.048 (0.026)	0.876 (0.021)	--	--	--	-0.050 (0.018)	0.018 (0.029)	--	--	16.12 (0.10)	1.47 (0.23)	5.82 (0.83)
8 años	-0.044 (0.024)	--	--	0.037 (0.024)	--	-0.516 (0.204)	-0.422 (0.215)	-0.721 (0.243)	-0.902 (0.240)	-0.631 (0.207)	2.301 (0.810)	--	0.013 (0.005)	0.122 (0.024)	-0.048 (0.027)	0.875 (0.022)	--	--	--	-0.042 (0.018)	0.022 (0.031)	--	--	12.81 (0.24)	2.57 (0.11)	7.91 (0.64)
9 años	-0.051 (0.022)	--	--	--	--	-0.579 (0.208)	-0.490 (0.216)	-0.766 (0.240)	-0.976 (0.238)	-0.681 (0.213)	2.640 (0.859)	--	0.011 (0.005)	0.117 (0.023)	-0.042 (0.027)	0.875 (0.023)	--	--	--	-0.032 (0.019)	0.027 (0.033)	--	--	14.21 (0.16)	3.46 (0.06)	10.40 (0.41)
10 años	-0.065 (0.022)	--	--	--	--	-0.614 (0.225)	-0.515 (0.224)	-0.759 (0.243)	-0.946 (0.240)	-0.691 (0.236)	2.695 (0.916)	--	0.005 (0.003)	0.107 (0.020)	-0.038 (0.025)	0.879 (0.023)	--	--	--	--	0.030 (0.036)	--	--	11.64 (0.31)	2.69 (0.10)	9.78 (0.46)

Nota: Periodo: 3/4/1987 a 31/12/1998. Desviaciones típicas robustas de Bollerslev-Wooldridge (1992) entre paréntesis. L, M, X, J y V son variables ficticias que recogen el día de la semana. Los parámetros $\omega_L, \omega_X, \omega_J, \omega_V, \eta_L, \eta_X, \eta_J, \eta_V$ y v han sido multiplicados por 10^2 . La variable ficticia S_t^δ toma valor 1 cuando $\epsilon_t < 0$ y 0 en caso contrario. LM(1) es el contraste de los multiplicadores de Lagrange de efectos ARCH(1) sobre los residuos estimados. Entre paréntesis se incluye su p -valor. Q(10) y $Q^2(10)$ son el estadístico de Ljung-Box de autocorrelación en los residuos y en el cuadrado de los residuos. Entre paréntesis se incluye su p -valor.

Apéndice 2

Figura 1(m)

Evolución de la volatilidad diaria –varianza condicional estimada con modelos GARCH, GARCH-M o GJR-GARCH– de los tipos cupón cero del mercado de *IRS* a 1, 3 y 6 meses, y a 1, 2, ...,9 y 10 años. Observaciones diarias del 3/4/1987 a 31/12/1998.

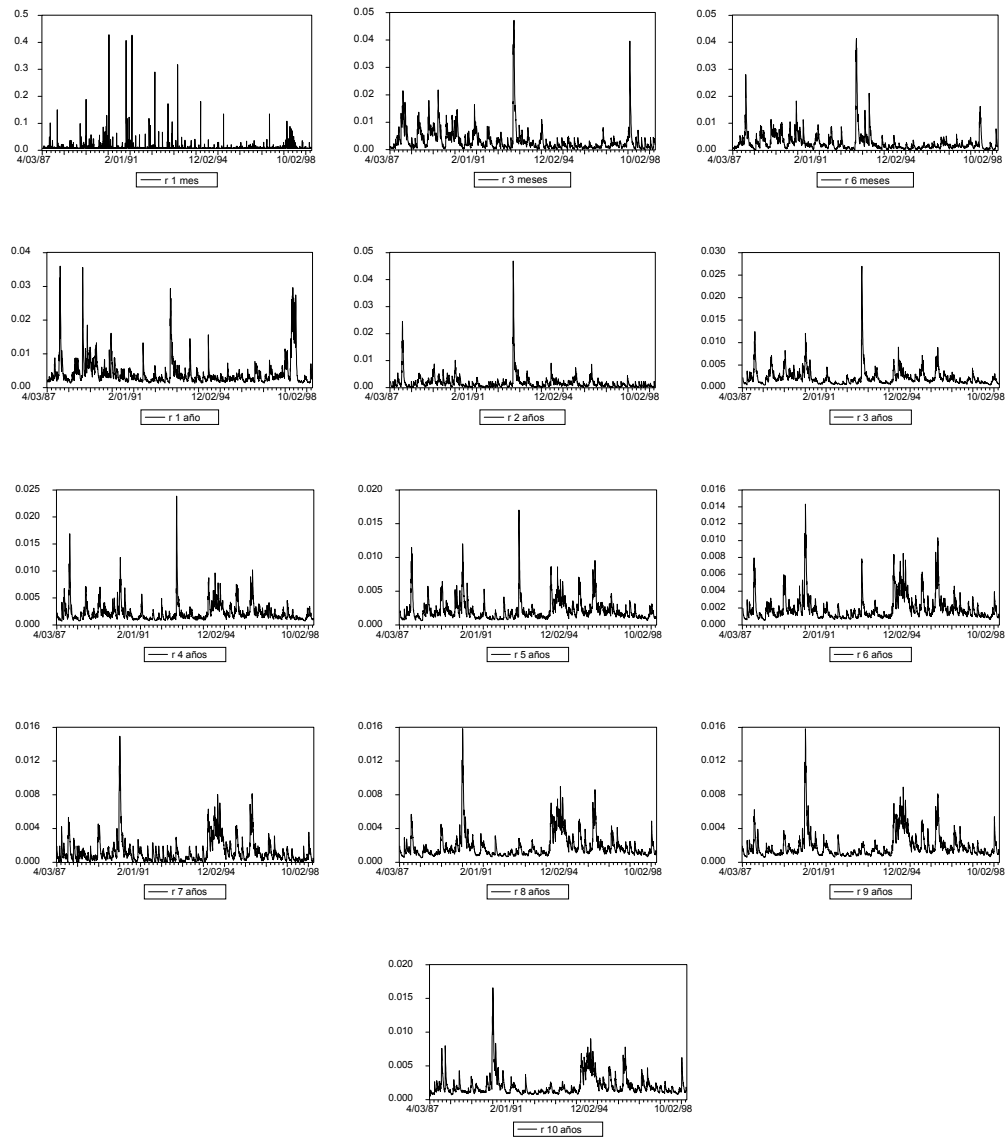


Figura 1(d)

Evolución de la volatilidad diaria –varianza condicional estimada con modelos GARCH, GARCH-M o GJR-GARCH– de los tipos cupón cero del mercado de *IRS* a 1, 3 y 6 meses, y a 1, 2, ...,9 y 10 años. Observaciones diarias del 1/4/1987 a 31/12/1998.

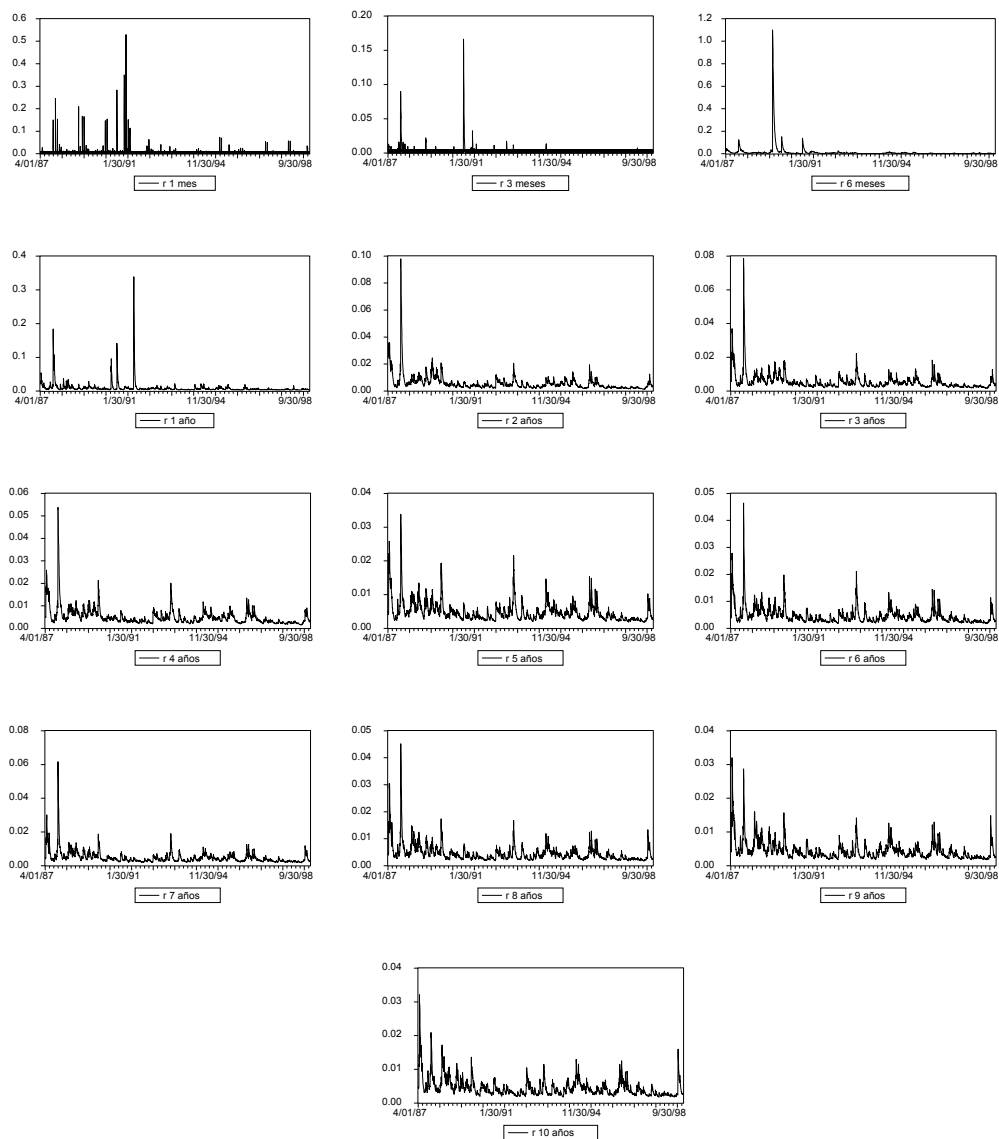


Figura 1(y)

Evolución de la volatilidad diaria –varianza condicional estimada con modelos GARCH, GJR-GARCH o GARCH-M– de los tipos cupón cero del mercado de *IRS* a 1, 3 y 6 meses, y a 1, 2, ...,9 y 10 años. Observaciones diarias del 18/9/1989 a 31/12/1998.

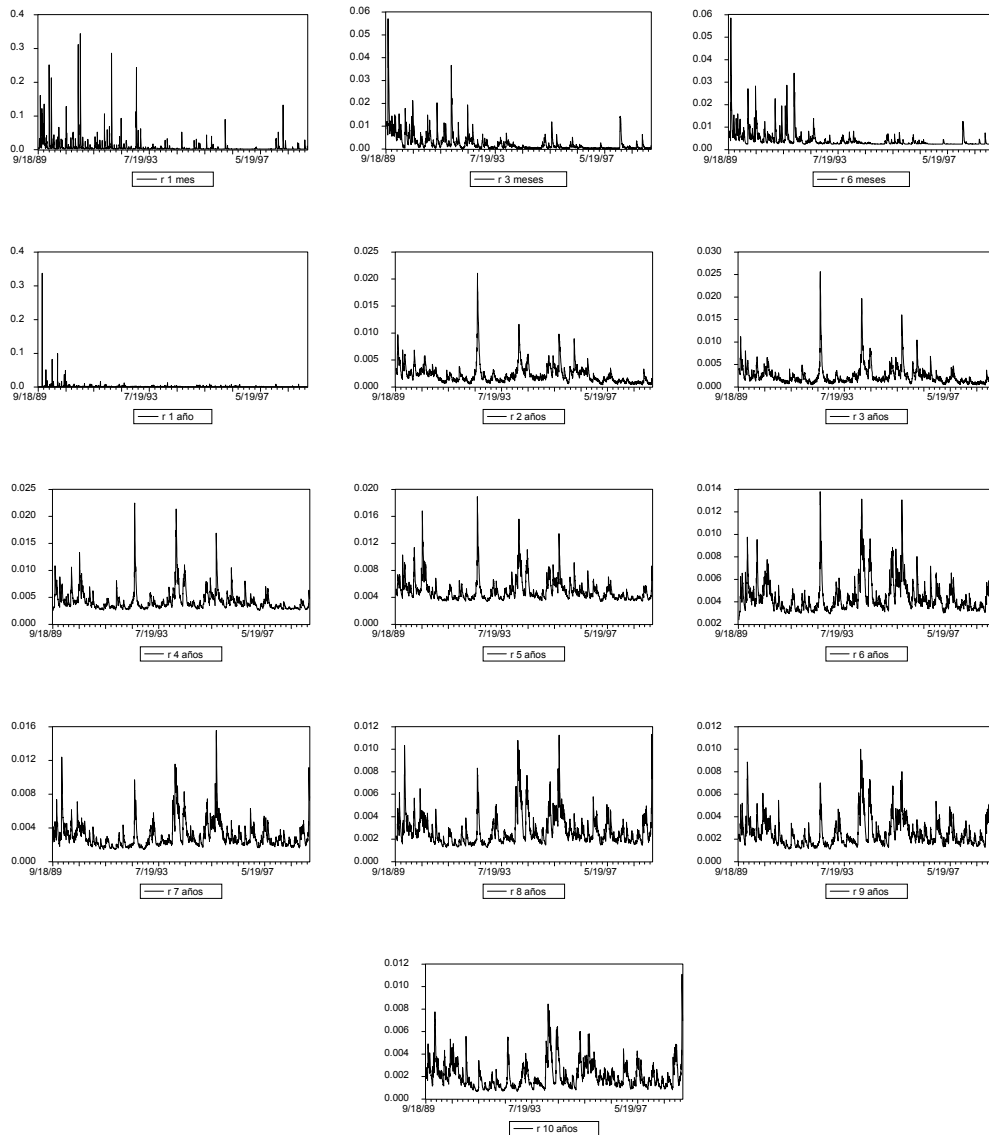


Figura 2

Curvas de impacto de noticias para los tipos cupón cero del mercado de *IRS* a 1 mes, y a 2, 6 y 10 años [Engle y Ng (1993)].

Figura 2(m)

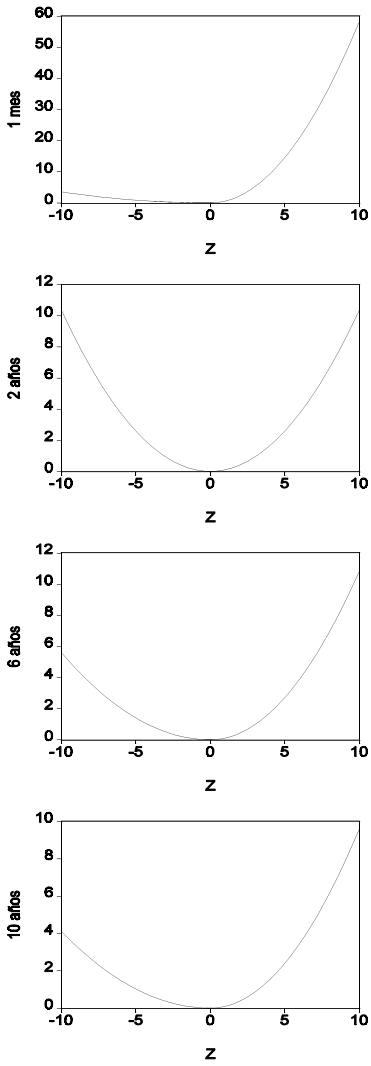


Figura 2(d)

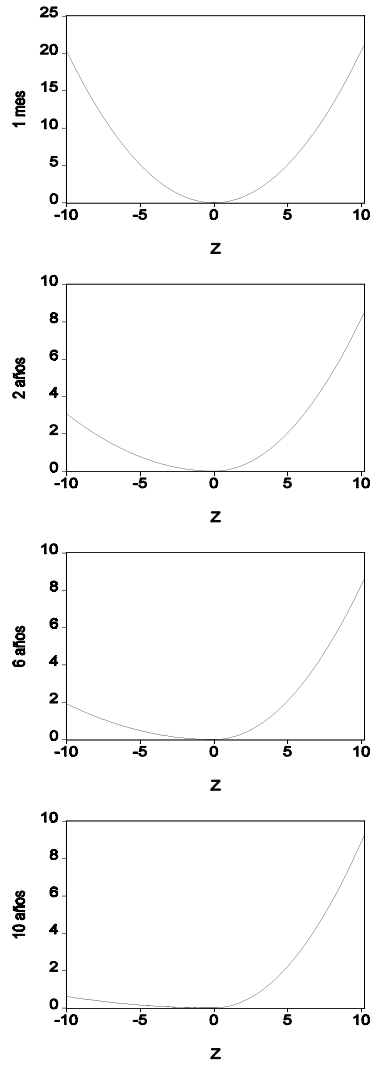


Figura 2(y)

