

María A. Prats Albentosa*
Gloria M. Soto Pacheco*

UN ESTUDIO EMPÍRICO DE TRANSMISIÓN MONETARIA EN EUROPA

Este trabajo analiza las diferencias en la efectividad del mecanismo de transmisión monetaria en Alemania, Francia, Italia, España y Reino Unido en el período previo y posterior a la UEM. La metodología econométrica se implementa mediante un modelo VAR con perturbaciones ARCH. Los resultados obtenidos muestran que los países analizados partían de estructuras de transmisión monetaria diferentes, que aún permanecen en la actualidad. La UEM parece haber aumentado la capacidad de transmisión monetaria en cada uno de ellos aunque de modo distinto. En los países mediterráneos (España e Italia) los resultados muestran una transmisión más débil, mientras que en los países continentales (Alemania y Francia) la evidencia es mucho mayor y se extiende hasta un horizonte de medio plazo.

Palabras clave: estructura temporal del tipo de interés, transmisión monetaria, VAR, cointegración, expectativas.
Clasificación JEL: C22, E52.

1. Introducción

La creación de la Unión Económica y Monetaria (UEM) supuso el inicio de la aplicación de una política monetaria única para todos los países del área, dirigida por el Banco Central Europeo (BCE), con un objetivo básico de

mantenimiento de la estabilidad de precios dentro del área. Sin embargo, el BCE, al no tener capacidad para afectar directamente a la inflación, ha de confiar en que los impulsos monetarios se propaguen a través de los diferentes canales de transmisión monetaria para lograr el efecto deseado sobre el nivel general de precios.

El análisis de los mecanismos de transmisión en la zona euro se ha complicado debido a la nueva situación a que da lugar la moneda única¹. La adopción del euro

* Departamento de Economía Aplicada, Facultad de Economía y Empresa, Universidad de Murcia.

Las autoras agradecen la ayuda recibida de la Fundación Séneca —Agencia Regional de Ciencia y Tecnología de la Región de Murcia— a través del proyecto PPC/4/F5/02. María Asunción Prats agradece la ayuda del Ministerio de Educación y Ciencia, a través del Proyecto de Investigación SEJ2006-05051.

Versión de diciembre de 2008. Existe una versión previa, publicada como documento de trabajo IVIE, WP-EC 2006-04.

¹ En este sentido, el BCE impulsó las actividades del *Eurosystem Monetary Transmission Network*, que se creó en 1999 con el objetivo de llevar a cabo una amplia investigación en relación con la transmisión de la política monetaria en la recién creada área euro y que concluyó sus actividades en 2002. Sus conclusiones quedaron recogidas en los documentos de trabajo del BCE (números del 91 al 112), que

ha supuesto un cambio estructural que limita tanto la validez de los numerosos estudios realizados en torno a los mecanismos de transmisión en las economías que se han integrado, como la disponibilidad de información con la que llevar a cabo nuevos análisis. Asimismo, muchos de los cambios en las estructuras financieras que se derivan del euro son graduales y tardarán tiempo en completarse.

Por otro lado, a pesar de que existen numerosos trabajos sobre el impacto de la política monetaria en grupos más o menos amplios de países, se hace difícil extraer de ellos una conclusión unánime. Guiso *et al.* (1999), en un importante estudio sobre transmisión monetaria en el período previo a la constitución de la UEM, ponen de manifiesto la necesidad de que la evidencia empírica obtenida a partir de modelos macroeconómicos se vea reforzada con la de modelos microeconómicos. Estos autores apuntan resultados contradictorios a partir de la literatura analizada. Angeloni *et al.* (2003) plantean que las diferencias observadas en los procesos de transmisión monetaria entre los diferentes países europeos no son robustas a cambios en la metodología empírica y los datos.

En general, se puede deducir, a partir de la evidencia empírica, que los mecanismos de transmisión monetaria tras la UEM están cambiando, aunque muy lentamente y de modo sincronizado, observándose una mayor homogeneización de los efectos en todos los países (Angeloni y Ehrmann, 2003). Sin embargo, esta mejora general es compatible con la evidencia de importantes asimetrías entre ellos que, de permanecer en el tiempo, podrían dar lugar a la aparición de fricciones relevantes, incluso de carácter político.

En este sentido, Peersman (2004), pese a que encuentra resultados homogéneos de la política monetaria sobre la producción, también observa la existencia de

posibles asimetrías en el impacto sobre los precios, siendo este resultado altamente relevante. Finalmente, para Ciccarelli y Rebucci (2006) a pesar de que los *shocks* de política monetaria se han hecho más homogéneos desde 1991, poniéndose de manifiesto un «efecto Tratado de Maastricht», las diferencias entre los países no se han alterado con el paso del tiempo.

Se han apuntado diversas explicaciones para justificar la existencia de tales asimetrías. Una mala especificación o estimación de los modelos empleados en los diferentes estudios, los límites de la modelización adoptada y, también, de manera especial, la presencia de estructuras económicas y financieras distintas, son elementos que pueden dar lugar a que los canales de transmisión monetaria no tengan la misma importancia en cada país.

En este contexto, tiene sentido profundizar en el análisis de la efectividad de la política monetaria del BCE y compararla con la situación previa a la constitución de la UEM, con el fin de comprobar si ha mejorado el proceso de transmisión y si es posible constatar la existencia de diferencias o asimetrías entre países.

El presente trabajo se guía por este objetivo y se centra en el canal de tipos de interés, que es el principal canal de transmisión monetaria en el contexto europeo (Peersman y Smets, 2003), con el objeto de profundizar en las peculiaridades que está revistiendo el comportamiento de la estructura temporal de tipos de interés (ETTI) en Europa, y los cambios que en ella se han ido poniendo de manifiesto como consecuencia de la nueva política monetaria iniciada en 1999.

El marco analítico del que se sirve este trabajo es el de la denominada *teoría de las expectativas*, cuyo cumplimiento se vincula habitualmente con la efectividad del canal de tipos de interés, debido a la relación que la teoría establece entre los tipos de corto plazo, influenciados, de forma más directa, por los tipos de intervención monetaria y los tipos de interés de medio y largo plazo, que afectan en mayor medida a las decisiones de gasto de los agentes económicos y, por tanto, a la tasa de inflación.

Así pues, el presente trabajo trata de obtener evidencia favorable a la teoría de las expectativas en las es-

posteriormente fueron publicados en diversas revistas internacionales y una gran mayoría en el libro *Monetary Transmisión in the Euro Area*, editado por ANGELONI *et al.* (2003).

estructuras temporales de las cuatro principales economías del área euro, esto es, Alemania, Francia, Italia y España, y también en el Reino Unido, país que actuaría como contrapunto de los anteriores, al no estar integrado en el euro. Las series de tipos de interés empleadas tienen una frecuencia semanal, y abarcan una gama amplia y completa de tipos de interés, que incluye tipos interbancarios desde un mes hasta un año y de deuda pública hasta diez años. El conjunto de datos se extiende desde enero de 1995 a diciembre de 2003, y se ha diferenciado entre el período previo y posterior a la constitución de la UEM, con el fin de identificar las repercusiones que ha tenido el cambio de régimen monetario sobre la ETTI en los diferentes países y constatar el mantenimiento de asimetrías entre los países en el contexto actual, en el que la Eurozona comparte una política monetaria única.

Para el contraste de la teoría de las expectativas se emplea la metodología propuesta por Campbell y Shiller (1987, 1991), que se basa en la hipótesis de racionalidad y en la formulación de un VAR bivalente para el *spread* de tipos de interés y las variaciones de los tipos de interés a corto plazo, como vía para analizar la validez de las restricciones que impone la teoría. Esta metodología, no obstante, se ha ampliado en este trabajo con la inclusión de efectos GARCH para recoger el comportamiento heterocedástico presente en las series de tipos de interés empleadas.

Los resultados econométricos permiten investigar dos aspectos importantes de la política monetaria llevada a cabo por el Banco Central Europeo desde 1999. El primero se refiere al impacto de las medidas de política monetaria en la estructura temporal de tipos de interés de cada país, a través del cumplimiento de la teoría de las expectativas en los países estudiados. Los resultados apuntan a un efecto más evidente en los mercados interbancarios que en los de deuda, que se muestran claramente segmentados en España e Italia y, a partir de vencimientos intermedios, también en Alemania y Francia. Es probable que factores relacionados con la política de deuda o con el funcionamiento de estos mercados impidan, al menos de

momento, la homogeneización de la transmisión monetaria a través de los diferentes mercados de la UEM.

El segundo aspecto se basa en la existencia de diferencias en los resultados por países, que permiten identificar subáreas dentro del entorno comunitario. En concreto, la evidencia obtenida señala una segmentación clara entre los dos países centrales de la UEM, Francia y Alemania, que aumentan o mantienen la efectividad de la transmisión monetaria en sus mercados, y el grupo formado por Italia y España, en donde la transmisión a los tipos de interés es menor.

El trabajo se desarrolla del siguiente modo. En el apartado 2 se presenta el marco teórico en el que se basa este trabajo. Se revisan los principales resultados que ha ofrecido la teoría de las expectativas en EE UU y Europa, y se describe la metodología de Campbell y Shiller (1987, 1991) para la contrastación de la teoría. En el apartado 3 se presentan los resultados obtenidos en este estudio para los diferentes países y períodos, con los datos utilizados y tras la aplicación de las técnicas econométricas expuestas. Finalmente, el apartado 4 recoge las principales conclusiones que se derivan del trabajo.

2. Marco teórico

Evidencia empírica de la teoría de las expectativas

Cuando la teoría de las expectativas es cierta, el tipo de interés a largo plazo se forma a partir del tipo de interés a corto plazo actual y de las expectativas de los agentes económicos sobre su evolución futura. Por consiguiente, cuando la teoría de las expectativas se cumple, los cambios en el tono de la política monetaria derivados de las variaciones, que la autoridad monetaria imprime en los tipos a corto plazo al incorporarse en las expectativas de los agentes sobre la evolución de los tipos de interés futuros, se transmiten rápida y completamente a los tipos de interés de mayor vencimiento. Cuando esto sucede, las medidas de política monetaria inciden con mayor rapidez y en el sentido deseado so-

bre las decisiones de consumo e inversión, y la pendiente de la estructura temporal, esto es, el diferencial entre los tipos largos y cortos, se convierte en un predictor óptimo e insesgado de la evolución de los tipos de interés a corto plazo en el futuro.

Lo anterior justifica el vínculo que, habitualmente, se establece entre la efectividad del canal de transmisión de los tipos de interés y el cumplimiento de la teoría de las expectativas, y la importancia que la literatura ha otorgado al análisis de la validez de esta teoría. Los numerosos estudios llevados a cabo no alcanzan, sin embargo, una conclusión unánime en torno a la validez de la misma.

La mayoría de trabajos² sobre estructura temporal, centrados en el caso americano que es el más ampliamente analizado, llegan a conclusiones diferentes en función de: los períodos muestrales empleados, la frecuencia de las series, el tipo de activos financieros que se elija y la metodología empleada. En particular, en el mercado estadounidense la mayor parte de los estudios coinciden en el rechazo de la teoría de las expectativas, pudiéndose citar como trabajos más representativos: Shiller, 1979; Jones y Roley, 1983; Shiller *et al.*, 1983; Mankiw y Summers, 1984; Fama, 1984; Mankiw y Miron, 1986; Fama y Bliss, 1987; Mishkin, 1988; Hardouvelis, 1988 y 1994; Campbell y Shiller, 1987 y 1991; Evans y Lewis, 1994; Bekaert *et al.*, 1997 y Gerlach y Smets, 1997. No obstante, también hay un amplio número de trabajos, algunos muy recientes, en los que se acepta la teoría, como en Sola y Driffill, 1994; Driffill *et al.*, 1997; Bekaert y Hodrick, 2001 o Longstaff, 2000.

De gran interés para el debate sobre la validez de la teoría de las expectativas, como teoría explicativa de la estructura temporal, son las aportaciones empíricas que, desde mediados de los años ochenta y, fundamentalmente, a partir de trabajos sobre el mercado americano, ponen de manifiesto el importante poder predictivo del *spread* de tipos de interés: un *spread* positivo (negativo) anticipa va-

riaciones al alza (baja) de los tipos a corto plazo en el futuro. En estos trabajos se observa que las fluctuaciones del *spread* largo-corto están muy de acuerdo con las que predice la teoría, lo cual sugiere que los rechazos de la teoría de las expectativas no tienen mucho significado económico. En este sentido, es de gran relevancia el estudio de Fama (1984), donde se obtiene evidencia que apoya la capacidad predictiva del *spread*, con tipos a uno y seis meses, así como el de Mankiw y Miron (1986) que, con tipos de deuda a tres y seis meses, encuentra un importante poder predictivo durante el período previo a la constitución de la Reserva Federal, en 1915. Más recientemente, y con técnicas más novedosas, Sutton (2000), utilizando procedimientos bayesianos de estimación del VAR, y datos cuatrimestrales de deuda americana a tres meses y a diez años, y, también, Carriero *et al.* (2005), con tipos de deuda desde un mes hasta diez años, y utilizando modelos VAR de dos y tres factores financieros y macroeconómicos, obtienen en sus trabajos una importante capacidad de predicción de los *spread*, pese al rechazo estadístico de la teoría de las expectativas mediante el *test* de Wald.

También abundan en esta corriente empírica trabajos en los que el *spread* predice en el sentido opuesto al que establece la teoría³, dando lugar a dos posibles explicaciones de este comportamiento (Hardouvelis, 1994). La primera, o hipótesis de la sobre/infrarreacción, establece que las primas de riesgo son constantes, y el *spread* incorpora de modo correcto la información sobre los tipos futuros a corto plazo, pero, sin embargo, las expectativas del mercado no son racionales⁴. En este contexto, las expectativas tienden a exagerar o a infravalorar los efectos sobre los tipos futuros, en relación con lo que cabría esperar. La segunda explicación supone que las expectativas del mercado son racionales pero que la información que contiene el *spread* se refiere tanto a las expectativas de tipos futuros como a la prima de riesgo.

² Véase SHILLER (1990) y KING y KURMANN (2002) para una revisión de la literatura.

³ Véase SHILLER *et al.* (1983), MANKIW y SUMMERS (1984), MANKIW (1986) o CAMPBELL y SHILLER (1991) entre otros.

⁴ Véase FROOT (1989).

En los mercados europeos la literatura empírica acepta con mayor facilidad la teoría de las expectativas que en el mercado de EE UU. En algunos trabajos muy significativos, en los que se comparan grupos amplios de países, se obtienen fuertes rechazos en el mercado americano pero no en los europeos. Así, por ejemplo, Mankiw (1986) obtiene evidencia favorable a la teoría en Reino Unido y Alemania, con tipos de deuda a tres meses y a diez años, aunque la rechaza en EE UU. De igual modo, Hardouvelis (1994), utilizando la metodología de Campbell y Shiller para los mismos plazos, constata el poder predictivo del *spread* en Francia, Italia, Reino Unido y Alemania, pero no en EE UU. Finalmente, Gerlach y Smets (1997), empleando tipos del euromercado hasta un año, realizan un estudio para 17 países, entre los que se incluyen los del G-7 y España, y llegan a la conclusión de que en la mayoría de ellos⁵ no se puede rechazar la teoría, pero sí en EE UU. Este último trabajo resalta la capacidad de la teoría para capturar el comportamiento de los tipos de interés en España, observándose un alto poder predictivo del *spread* entre 1984 y 1993.

Los trabajos empíricos más recientes, referidos a las principales economías europeas⁶, avalan también un consenso generalizado en torno a la evidencia de transmisión monetaria hasta el segmento intermedio⁷ de la estructura temporal de tipos de interés. En Peersman y Smets (2003) se constata que el comportamiento de los tipos de interés europeos es consistente con la teoría de las expectativas de la estructura temporal, al menos hasta un horizonte temporal de tres años. Empleando tipos interbancarios a diferentes plazos y tipos de deuda hasta diez años, De Bondt (2002) concluye que la transmisión de los cambios en el EONIA (índice medio del

tipo del euro a un día en el mercado interbancario) al resto de tipos de interés ha ido aumentando desde 1999 en la Eurozona, pero no así en el tramo largo de la curva de rendimientos. Los trabajos de Pérez-Quirós y Sicilia (2002) y Buttiglione *et al.* (1998) también coinciden en señalar que el impacto de los *shocks* de política monetaria en Europa tiende a ser menor a medida que aumenta el vencimiento de los bonos.

Finalmente, existe una gran variedad de trabajos que, utilizando la metodología de Campbell y Shiller, tratan de obtener evidencia favorable a la teoría de las expectativas en algún país concreto. Estos trabajos son interesantes en la medida en que ofrecen evidencia de transmisión monetaria, aunque normalmente referida a los años previos a la constitución de la UEM. Así, en Alemania, Wolters y Hassler (2001) presentan evidencia de transmisión en todos los plazos interbancarios del mercado alemán. En el Reino Unido, MacDonald y Speight (1988 y 1991) y Driffill *et al.* (1997), con tipos de interés a corto plazo, y Mills (1991), con deuda hasta 20 años, obtienen resultados favorables a la teoría. En España, los trabajos de Beyaert *et al.* (2001), en el interbancario, y de Massot y Nave (2003), con tipos de deuda hasta diez años, avalan el éxito de la teoría, del mismo modo que en Francia los trabajos de Colletaz y Gorlauen (1990) y Mojon (1999). También existe evidencia favorable en otros países, como se desprende de los trabajos de Engsted y Nyholm (2000), en Dinamarca, Bredin y Cuthbertson (2000), en Irlanda, y Fonseca (2002), en Portugal.

Contraste de Campbell y Shiller

La metodología propuesta por Campbell y Shiller (1987, 1991), para contrastar la validez de la teoría de las expectativas de la estructura temporal de los tipos de interés, ha tenido una gran importancia, pues ha sido empleada frecuentemente en la literatura empírica. Estos autores basan el contraste de la teoría en la existencia de cointegración entre los tipos de interés, y utilizan un modelo vectorial autorregresivo (VAR) sobre el que contrastar las restricciones que impone la teoría.

⁵ También DOMÍNGUEZ y NOVALES (2000) obtienen conclusiones en el mismo sentido en el euromercado de depósitos.

⁶ Véase Banco Central Europeo, documentos de trabajo del 91 al 114, o el libro compilador de ANGELONI *et al.* (2003).

⁷ En el mercado americano el horizonte de predicción comienza a ser efectivo a partir de los dos o tres años, tal y como se desprende de FAMA y BLISS (1987), CAMPBELL y SHILLER (1991), PEERSMAN y SMETS (2003), y ANGELONI y EHRMANN (2003) entre otros.

El punto de partida es la relación que la teoría de las expectativas de la estructura temporal de los tipos de interés establece entre el tipo de interés a largo plazo y el tipo de interés a corto plazo. Concretamente, según la teoría de las expectativas, el tipo de interés a largo plazo en cada instante t es una media de los tipos de interés a corto plazo actuales y esperados para el futuro, durante el horizonte del tipo a largo plazo, más una prima de rentabilidad que permanece constante a lo largo del tiempo. Esto es:

$$R_t^n = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t[r_{t+m \times i}^m] + c^{n,m} \quad [1]$$

donde: R_t^n es el tipo de interés a largo con un plazo de n periodos en el instante t ; r_t^m es el tipo de interés a corto con un plazo de m periodos, siendo $m < n$; k un número entero e igual a n / m ; y $c^{n,m}$ es la prima de rentabilidad que depende de n y m pero no de t .

Para simplificar las expresiones, puesto que en la práctica se trabaja con diferenciales e incrementos a los que se les sustraen sus respectivas medias, se puede omitir la prima y trabajar con la siguiente expresión:

$$R_t^n = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t[r_{t+m \times i}^m] \quad [2]$$

Sustrayendo a ambos lados de la expresión anterior el tipo de interés a corto plazo actual, r_t^m , a la izquierda queda el *spread* entre el tipo largo y el tipo corto, definido como: $S_t^{n,m} = R_t^n - r_t^m$, obteniéndose tras una serie de cálculos que:

$$S_t^{n,m} = E_t \left[\sum_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k} \right) \Delta^m r_{t+m \times i}^m \right] \quad [3]$$

donde $\Delta^m r_{t+m \times i}^m$ es el cambio en un período de amplitud m del tipo de interés a corto plazo, esto es:

$$\Delta^m r_{t+m \times i}^m = r_{t+m \times i}^m - r_{t+m \times (i-1)}^m$$

Si se define $S_t^{*,n,m}$ como la media ponderada de los cambios futuros en el tipo a corto plazo recogida entre corchetes, se tiene que, si la teoría de las expectativas es cierta, el *spread* es la predicción óptima de dicha media:

$$S_t^{n,m} = E_t[S_t^{*,n,m}] \quad [4]$$

Campbell y Shiller denominan a $E_t[S_t^{*,n,m}]$ el *spread* teórico, $S_t^{T,n,m}$, ya que sería el *spread* que debería observarse en el mercado si la teoría se cumpliera. El *spread* teórico, a partir de [3], se define como:

$$S_t^{T,n,m} = E_t \left[\sum_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k} \right) \Delta^m r_{t+m \times i}^m \right] \quad [5]$$

Para concretar las expectativas, es necesario considerar el conjunto de información del que disponen los agentes. Puesto que éste no es observable, Campbell y Shiller consideran el subconjunto de información formado por los valores actuales y pasados del *spread* y los cambios en un período en los tipos de interés a corto plazo, esto es:

$$H_t = \{x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots\} \quad [6]$$

donde: $x_t = [\Delta r_t^m, S_t^{n,m}]$.

Si se proyecta la expresión [3] sobre el conjunto de información H_t la expresión queda inalterada, pudiéndose interpretar como que el *spread* observado, si la teoría de las expectativas es cierta, es igual a la predicción óptima de los cambios futuros en los tipos de interés a corto plazo condicionada al conjunto de información formado por los valores actuales y pasados del *spread* y los cambios en los tipos de interés a corto plazo.

La expresión [3] tiene también una serie de implicaciones muy relevantes en relación con el orden de integración de las variables que se están considerando. En particular, si los tipos de interés muestran una raíz unitaria, como es habitual en la investigación empírica, el *spread*, definido como $S_t^{n,m} = R_t^n - r_t^m$, será una combi-

nación lineal de variables I(1), mientras que las variaciones del tipo a corto serán estacionarias, o I(0). Ahora bien, si la teoría es cierta, el *spread* de tipos de interés, por su vinculación con las variaciones futuras del tipo de interés a corto plazo, será una media de variables I(0) y, en consecuencia, también será I(0). Esta propiedad, en la que una combinación lineal de variables I(1) es de un orden de integración inferior, sólo se da cuando las variables están cointegradas. Por lo tanto, la teoría de las expectativas implica que el tipo de interés a largo plazo ha de estar cointegrado con el tipo a corto según un vector de cointegración de [1,-1], de forma que el *spread* sea estacionario. La existencia de esta relación de cointegración, aunque no constituye un test explícito del cumplimiento de la teoría de las expectativas, puesto que es compatible con otras hipótesis de formación de la estructura temporal de los tipos de interés (Lange, 1999), sí constituye una condición necesaria, aunque no suficiente, para que la teoría se cumpla.

Superada esta condición, la expresión [3] permite deducir que los cambios en los tipos de interés a corto plazo y el *spread* dependerán conjuntamente de sus valores retardados. Esto lleva a Campbell y Shiller a plantear un modelo VAR para la pareja de variables estacionarias $S_t^{n,m}$ e Δr_t^m que permite avanzar en el contraste de la teoría de las expectativas. Si el número de retardos de ambas variables, que añade información sobre su comportamiento, es p , y se trabaja con series a

las que se ha sustraído la media, tendríamos el siguiente VAR de orden p :

$$\begin{bmatrix} \Delta r_t^m \\ S_t^{n,m} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a(L) & b(L) \\ c(L) & d(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta r_{t-1}^m \\ S_{t-1}^{n,m} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad [7]$$

donde $a(L)$, $b(L)$, $c(L)$ y $d(L)$ son polinomios de orden $(p-1)$ en el operador de retardos L .

El modelo así representado permite realizar un primer contraste de la teoría de las expectativas. En particular, si la teoría de las expectativas es cierta, y por tanto [3] se cumple, el *spread* contiene información sobre los cambios futuros de los tipos de interés a corto plazo adicional a la que se deriva de los cambios del tipo a corto registrados en el pasado. Por tanto, incluir valores retardados del *spread* ha de mejorar las predicciones de los cambios futuros de los tipos de interés a corto. Esto significa que el *spread* ha de causar, en el sentido de Granger, el cambio en el tipo a corto plazo. Además, la teoría predice un signo positivo en esta relación. De esta forma, el análisis de causalidad en la dirección $S_t^{n,m} \rightarrow \Delta r_t^m$ en la primera de las ecuaciones del VAR constituye un contraste débil de la teoría de las expectativas.

Un segundo contraste, más exigente que el anterior, es el que se deriva de proyectar la ecuación [3] sobre el conjunto de información H_t . Para plantear este segundo contraste, o contraste fuerte de la teoría de las expectativas, conviene reescribir el modelo VAR en los siguientes términos:

$$\begin{bmatrix} \Delta r_t^m \\ \Delta r_{t-1}^m \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta r_{t-p+1}^m \\ S_t^{n,m} \\ S_{t-1}^{n,m} \\ \cdot \\ \cdot \\ S_{t-p+1}^{n,m} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & \cdot & \cdot & a_{p-1} & a_p & b_1 & b_2 & \cdot & \cdot & b_{p-1} & b_p \\ 1 & 0 & \cdot & \cdot & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdot & \cdot & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & \cdot & 1 & 0 & 0 & 0 & \cdot & \cdot & 0 & 0 \\ c_1 & c_2 & \cdot & \cdot & c_{p-1} & c_p & d_1 & d_2 & \cdot & \cdot & d_{p-1} & d_p \\ 0 & 0 & \cdot & \cdot & 0 & 0 & 1 & 0 & \cdot & \cdot & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & \cdot & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdot & \cdot & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta r_{t-1}^m \\ \Delta r_{t-2}^m \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta r_{t-p}^m \\ S_{t-1}^{n,m} \\ S_{t-2}^{n,m} \\ \cdot \\ \cdot \\ S_{t-p}^{n,m} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ 0 \\ \cdot \\ \cdot \\ 0 \\ u_{2t} \\ 0 \\ \cdot \\ \cdot \\ 0 \end{bmatrix} \quad [8]$$

expresión que, en notación más compacta, quedaría:

$$z_t = Az_{t-1} + u_t \quad [9]$$

A partir de esta expresión pueden obtenerse fácilmente las predicciones de los cambios futuros en los tipos de interés a corto plazo teniendo en cuenta que, para todo s:

$$E_t [z_{t+s}] = E[z_{t+s} | H_t] = E[z_{t+s} | z_t] = A^s z_t \quad [10]$$

Si se define el vector $h' = (1 \ 0 \ 0 \ \dots \ 0)$ se tiene entonces que:

$$E_t [\Delta r_{t+s}^m] = E[\Delta r_{t+s}^m | H_t] = h' E[z_{t+s} | z_t] = h' A^s z_t \quad [11]$$

Empleando este resultado en la expresión [5], tras diferentes cálculos se obtiene que el *spread* teórico viene dado por:

$$S_t^{n,m} = h' A \left[I - \frac{1}{k} (I - A^n)(I - A^m)^{-1} \right] (I - A)^{-1} z_t \quad [12]$$

Dado que el *spread* teórico es aquel que debería observarse en el mercado si la teoría de las expectativas se cumpliera, el contraste fuerte de la teoría consiste en analizar hasta qué punto coinciden el *spread* teórico y el observado.

Una aproximación informal a este problema es la que proponen Campbell y Shiller en su trabajo de 1991, en donde se plantea calcular el coeficiente de correlación y la *ratio* de desviaciones típicas entre el *spread* teórico estimado a partir de la expresión [12] para un período de tiempo y el realmente observado en el mercado. Cuanto más se acerquen la correlación y la *ratio* de desviaciones a la unidad⁸, mayor será la validez de la teoría de

las expectativas como hipótesis explicativa de la estructura temporal de los tipos de interés, pues más similar será el comportamiento del *spread* real y el teórico.

Finalmente, Campbell y Shiller (1987 y 1991) proponen un contraste más formal o contraste estadístico de la teoría de las expectativas.

Concretamente, si se define un vector

$$g' = (0 \ 0 \ \dots \ 0 \ 1 \ 0 \ \dots \ 0 \ 0),$$

con todos los elementos nulos salvo el $(p + 1)$ -ésimo, a partir de las expresiones [8] y [9] y se obtiene que el *spread* real en el instante t viene dado por:

$$S_t^{n,m} = g' z_t \quad [13]$$

Puesto que el *spread* teórico viene dado por [12], se puede contrastar estadísticamente la igualdad de ambos *spread* a partir del siguiente conjunto de restricciones no lineales sobre los coeficientes de la matriz A:

$$g' = h' A \left[I - \frac{m}{n} (I - A^n)(I - A^m)^{-1} \right] (I - A)^{-1} \quad [14]$$

que pueden evaluarse a través de un test de Wald.

El problema que en la práctica plantean estas restricciones es que resultan muy complejas cuando el plazo del tipo de interés largo es elevado. Por ello, cuando n es suficientemente alto, se recurre al planteamiento original de Campbell y Shiller (1987) en donde $n \rightarrow \infty$, de tal forma que el tipo de interés a largo plazo es una función lineal del valor presente descontado de los tipos de interés a corto plazo actuales y esperados para el futuro:

$$R_t^\infty = (1 - \gamma) \sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i E_t [r_{t+m \times i}^m] + c \quad [15]$$

donde γ es un factor de descuento constante, tal que $0 < \gamma < 1$.

⁸ Nótese que el producto de la correlación por la *ratio* de desviaciones típicas entre el *spread* teórico y el real equivaldría al coeficiente de pendiente de la regresión lineal del *spread* teórico sobre el *spread* real.

En estas condiciones, el conjunto de restricciones que se derivan de la teoría de las expectativas es el siguiente:

$$\begin{aligned} a_i &= -c_i & i &= 1, 2, \dots, p \\ d_i &= -b_i & i &= 2, \dots, p \\ d_1 + b_1 &= 1/\gamma \end{aligned} \quad [16]$$

El contraste de estas restricciones equivale a realizar un contraste de nulidad conjunta de los coeficientes de la siguiente regresión auxiliar:

$$y_t = \alpha_1 \Delta r_{t-1}^m + \dots + \alpha_p \Delta r_{t-p}^m + \beta_2 S_{t-2}^{n,m} + \dots + \beta_p S_{t-p}^{n,m} + \varepsilon_t \quad [17]$$

siendo:

$$y_t = S_t^{n,m} - (\hat{d}_1 + \hat{b}_1) S_{t-1}^{n,m} + \Delta r_t^m$$

donde el símbolo $\hat{}$ denota valores estimados.

3. Resultados empíricos

Descripción de los datos empleados

Para el análisis del cumplimiento de la teoría de las expectativas en las estructuras temporales de Alemania, Francia, Italia, España y Reino Unido, en el período previo y posterior a la constitución de la UEM, se han empleado, para el corto plazo, tipos de interés interbancarios y, para el medio y largo plazo, tipos de interés de los mercados de deuda pública, habida cuenta que estos mercados constituyen la referencia básica para la formación de tipos de interés en el resto de mercados financieros.

Los tipos de interés a corto plazo son tipos BBA LIBOR de la libra, el marco, el franco, la peseta y la lira, además del euro en sustitución de las cuatro anteriores a partir de 1999. Los plazos considerados en el segmento corto de la curva de rendimientos son: un mes (m01), tres meses (m03), seis meses (m06), nueve meses (m09) y un año (y01). Esta base de datos, disponible libremente, recoge los tipos *fixing* del mercado inter-

bancario de Londres para las diferentes monedas, y presenta notables ventajas frente a otras alternativas, ya que es una base compacta y homogénea para todos los países, tiene alta frecuencia, las referencias son obtenidas electrónicamente a partir de los tipos de oferta de un panel de bancos con alta reputación y los datos corresponden a tipos ofertados por los bancos del panel, con lo que su mecanismo de formación es completamente transparente.

Los tipos de interés a más largo plazo, que corresponden al mercado de deuda pública de los cinco países estudiados, son tipos cupón cero extraídos de los precios diarios de negociación de estos instrumentos por métodos que han diferido de un país a otro. En los casos de España, Francia y Alemania las series de tipos cupón cero se han reconstruido a partir de los parámetros de la curva de Svensson (1994), para Italia se ha utilizado Nelson y Siegel (1987) y, finalmente, se han utilizado las propias estimaciones del Banco de Inglaterra que combinan diferentes métodos para el Reino Unido⁹. Este segmento más largo de la curva de tipos está representado por los tipos a: tres años (y03), cinco años (y05), siete (y07), y diez años (y10).

La calidad y la alta frecuencia de los datos de partida son, evidentemente, elementos indispensables para obtener unos resultados fiables.

A partir de las bases de datos diarios se han obtenido series de frecuencia semanal tomando el dato de cada miércoles. Cuando no se disponía de este dato se ha seleccionado, preferentemente, el inmediato anterior o el posterior más próximo. La selección de las series semanales en el caso de Francia difiere, ligeramente, del procedimiento anterior, como consecuencia de que la base original de datos no era diaria sino semanal, y centrada en los viernes para el período previo a la UEM y en los lunes para el período posterior. Este hecho ha determinado que la selección de los tipos interbancarios para este país siguiera el mismo criterio.

⁹ Véanse ANDERSON y SLEATH (1999, 2001).

Las series construidas constan de aproximadamente 52 observaciones semanales para cada año, resultando un total de 471 datos por serie para el conjunto del período 1995-2003, de los cuales 210 datos corresponden al período previo a la UEM. En Alemania e Italia las series de datos diarios de deuda se inician en agosto de 1997 y enero de 1996, respectivamente, de forma que la amplitud de estas series se ha visto reducida a 334 y 418 datos.

Se ha optado por trabajar con tipos equivalentes de capitalización continua, tanto para el segmento interbancario como el de deuda, con el fin de que los diferentes tipos de interés estén expresados en términos comparables.

Las variables incluidas en cada VAR bivalente son las variaciones del tipo interbancario a un mes ($m01$), que actúa siempre como representativo del corto plazo, y el *spread* de tipos largo-corto, obtenido siempre como diferencia entre los restantes tipos de interés ($m03$, $m06$, $m09$, $y01$, $y03$, $y05$, $y07$, $y10$)¹⁰ y el tipo a un mes. De lo anterior se obtienen ocho modelos VAR para cada país y período, cuyas parejas de variables son: $(\Delta r_{m01}, S_{m03})$, $(\Delta r_{m01}, S_{m06})$, $(\Delta r_{m01}, S_{m09})$, $(\Delta r_{m01}, S_{y01})$, $(\Delta r_{m01}, S_{y03})$, $(\Delta r_{m01}, S_{y05})$, $(\Delta r_{m01}, S_{y07})$ y $(\Delta r_{m01}, S_{y10})$.

Análisis de cointegración

Como primer indicio del posible cumplimiento de la teoría de las expectativas se ha estudiado el orden de integración de las series temporales relevantes. Este aspecto es fundamental, ya que la estrategia metodológica que plantean Campbell y Shiller sólo es válida cuando los tipos de interés son estacionarios en primeras diferencias. En concreto, si los tipos de interés presentan una raíz unitaria, sus variaciones serán estacionarias. Del mismo modo, y si la teoría de las expectativas es cierta, los *spread* con respecto al tipo a un mes deberán tener un comportamiento estacionario, ya que

según la teoría los *spread* son predictores óptimos de los cambios futuros en los tipos de interés a un mes, con lo que si las variaciones de estos tipos son estacionarias los *spread* también lo deben ser. Sin embargo, teniendo en cuenta que cada *spread* se calcula como la diferencia entre cada tipo de interés y el tipo de interés a un mes, la estacionariedad del *spread* sólo se producirá si los tipos de interés están cointegrados con el tipo a un mes según un vector de cointegración de $[1, -1]$.

La evidencia de cointegración implica que las series de tipos de interés largos y la serie de tipo a un mes, a pesar de que puedan oscilar ampliamente, se mueven conjuntamente, o, al menos, sin que una se desvíe demasiado de las otras (Engle y Granger, 1987). La evolución de estas variables en niveles¹¹ se presenta en los Gráficos A1 a A5 del Anexo A.

El contraste del orden de integración de las series de tipos de interés y de los *spread* correspondientes se ha realizado mediante el contraste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), que controla la existencia de correlación serial, y el de Phillips-Perron (1988), que es robusto ante la presencia de heterocedasticidad y de autocorrelación de forma desconocida. En ambos tests, y para todas las series, se ha tomado la especificación más adecuada de la función auxiliar incluyendo o no constante y/o tendencia.

Los resultados obtenidos mediante ambos contrastes han resultado ser prácticamente idénticos, por lo que sólo se presenta en los Cuadros 1 y 2 información detallada del Phillips-Perron, por ser el que tiene mejores propiedades. Para este test es necesario especificar el número de retardos, q , o desfases de truncamiento. A tal fin, se han considerado hasta cinco desfases diferentes, que han arrojado resultados muy similares. Por ello, en los Cuadros 1 y 2 tan sólo se recoge el resultado de los contrastes considerando un valor de q igual a $\text{Ent}[4(T/100)^{2/9}]$, donde $\text{Ent}[\cdot]$ es la parte entera del argumento recogido entre corchetes y T es el tamaño de la muestra (Schwert, 1989).

¹⁰ La equivalencia aproximada en semanas de los plazos de los tipos largos son 13, 26, 39, 52, 156, 260, 364 y 520 semanas, respectivamente.

¹¹ Las variables están expresadas en desviaciones con respecto a sus valores medios correspondientes.

CUADRO 1
TEST DE RAÍCES UNITARIAS. TIPOS DE INTERÉS EN NIVELES

País	M01		M03		M06		M09		Y01		Y03		Y05		Y07		Y10	
	I(1)	I(2)	I(1)	I(2)	I(1)	I(2)	I(1)	I(2)	I(1)	I(2)	I(1)	I(2)	I(1)	I(2)	I(1)	I(2)	I(1)	I(2)
Alemania.	-1,36	-19,42*	-1,44	-17,50*	-1,70	-18,13*	-1,90	-19,44*	-2,17	-20,01*	-1,23	-18,15*	-1,60	-18,14*	-1,93	-18,49*	-2,38*	-19,10*
Francia.	-1,60	-19,69*	-1,70	-19,81*	-1,86	-19,72*	-2,01*	-23,10*	-2,17*	-20,74*	-2,94*	-20,98*	-3,03*	-21,99*	-2,93*	-22,85*	-2,73	-23,67*
España.	-0,96	-24,50*	-1,28	-23,09*	-1,70	-22,35*	-1,98	-23,72*	-2,20	-23,47*	-2,84	-23,65*	-2,86	-23,54*	-2,81	-23,16*	-2,71	-23,07*
Italia.	-0,57	-18,24*	-0,79	-18,21*	-1,13	-18,72*	-1,32	-18,86*	-1,50	-19,44*	-3,15*	-20,28*	-3,16*	-20,38*	-3,20*	-20,41*	-3,23*	-20,80*
Reino Unido. . .	-1,87	-21,40*	-0,41	-19,12*	-0,71	-18,60*	-1,01	-19,71*	-1,26	-19,96*	-2,83	-23,30*	-2,66	-23,36*	-2,01*	-23,03*	-1,88	-22,58*

NOTA: * Rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significación del 5 por 100.

FUENTE: **Elaboración propia.**

CUADRO 2
TEST DE RAÍCES UNITARIAS. SPREAD CON RESPECTO AL TIPO INTERBANCARIO A UN MES

País	M03		M06		M09		Y01		Y03		Y05		Y07		Y10	
	I(1)	I(2)	I(1)	I(2)	I(1)	I(2)	I(1)	I(2)	I(1)	I(2)	I(1)	I(2)	I(1)	I(2)	I(1)	I(2)
Alemania.	-4,95*	-3,39*	-3,11*	-3,05*	-2,16*	-2,08*	-2,03*	-2,00*								
Francia.	-5,24*	-4,24*	-4,22*	-3,92*	-3,73*	-3,32*	-2,96*	-2,63*								
España.	-4,69*	-3,66*	-3,45*	-3,32*	-3,18*	-3,00*	-2,83*	-2,53*								
Italia.	-4,53*	-4,05*	-3,75*	-3,64*	-1,05	-0,90	-0,78	-0,71								
Reino Unido. . .	-5,11*	-4,13*	-3,87*	-3,68*	-2,73*	-2,37*	-2,13*	-1,89								

NOTA: * Rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significación del 5 por 100.

FUENTE: **Elaboración propia.**

En general, los resultados revelan que las series de tipos de interés de todos los países analizados presentan una única raíz unitaria¹² y que los *spread* correspondientes a Alemania, Francia, España y Reino Unido (excepto el *spread* a 10 años) son estacionarios para todos los plazos. Sin embargo, en Italia no es posible encontrar estacionariedad en ningún *spread* correspondiente a los tipos de interés a partir de los tres años, lo que constituye una prueba básica en contra del cumplimiento de la teoría de las expectativas en el mercado de deuda italiano, y excluye del análisis ulterior a estos tipos de interés¹³.

Con estos resultados, queda comprobada la existencia de una relación de cointegración entre los tipos de interés largos y el tipo corto en Alemania, Francia, España, Reino Unido (salvo para la deuda a 10 años en este último país), y en Italia exclusivamente en el segmento de la curva hasta un año.

Selección y estimación del VAR

Una vez que se ha constatado que los tipos de interés son $I(1)$ y los *spread* $I(0)$, y siguiendo con la metodología descrita en el apartado 2, se procede a la selección y estimación del modelo VAR con perturbaciones GARCH más apropiado para representar el sistema formado por cada *spread* y las variaciones del tipo a un mes. De este modo se posibilita la contrastación de la validez de las implicaciones teóricas que se derivan de la teoría de las expectativas y, con el fin de obtener conclusiones respecto al impacto de la UEM en los procesos de transmisión monetaria, se establece la distinción entre el período previo y posterior a la UEM. Nótese que en este último período el

¹² Por lo general, la existencia de una raíz unitaria se acepta a un nivel de significación del 5 por 100. Cuando no es así, la existencia de una raíz unitaria se acepta al 1 por 100, concretamente en Alemania el tipo a diez años, en Francia los tipos desde nueve meses hasta siete años, en Italia en los tipos desde el plazo a tres años y, finalmente, en Reino Unido el tipo a siete años. La existencia de dos raíces unitarias se rechaza para todos los tipos de interés y países.

¹³ Este resultado se mantiene independientemente de que se considere el conjunto del período 1995-2003, el previo a la constitución de la UEM o el posterior.

mercado interbancario y sus tipos de interés son comunes para los cuatro países integrados en el área monetaria.

La estimación de los modelos VAR (p) para cada período, país, y par de variables (Δr_{m01} , S_i) se ha realizado por máxima verosimilitud, introduciendo efectos GARCH (g, g), con $g = 1, 2, 3$ y 4 , considerando desde 1 hasta 52 retardos (p). Se han practicado *tests* de autocorrelación y heterocedasticidad sobre los residuos de los modelos VAR-GARCH. Los *test* de autocorrelación utilizados son el *test* Ljung-Box y Breusch-Godfrey (LM), para los que se han considerado hasta 26 retardos (seis meses). El análisis de heterocedasticidad se ha basado en el *test* de White, el *test* LM de efectos ARCH (hasta un orden 4, es decir, un mes) y la existencia de autocorrelación serial en los cuadrados de los residuos (hasta 26 retardos).

Estimados los modelos, la selección del orden del GARCH (g, g) y del número de retardos (p) necesarios en las ecuaciones del tipo a un mes, y el *spread* para cada una de las distintas combinaciones de variables, se ha realizado siguiendo estos tres criterios: considerar aquellos modelos de orden p que permitan aceptar la hipótesis nula de no autocorrelación al 5 por 100; comprobar que en estos modelos seleccionados los efectos ARCH han desaparecido, a un nivel de significación del 5 por 100, con los valores de p y g elegidos; por último, seleccionar de los modelos anteriores aquel de orden p que minimiza el criterio de información de Akaike (AIC).

La aplicación sistemática de estos criterios permite seleccionar un único modelo para cada uno de los pares de variables y para cada país y período. En el Cuadro B1 del Anexo B se recogen los resultados correspondientes a estos modelos.

En general, los resultados obtenidos apuntan a que la especificación GARCH (1,1) es la más habitual para el conjunto de los plazos, períodos y países considerados.

En el mercado interbancario, tras la UEM, los tipos interbancarios del euro presentan especificaciones de mayor orden g , y de mayor número de retardos p , que el que requerían los tipos interbancarios nacionales. Se obtienen especificaciones GARCH (2,2) para las pare-

jas $(\Delta r_{m01}, S_{m09})$, $(\Delta r_{m01}, S_{y01})$, y especificaciones GARCH (3,3) en $(\Delta r_{m01}, S_{m03})$, $(\Delta r_{m01}, S_{m06})$, siendo los retardos respectivos $p = 23, 24, 14, 16$, los más altos y variables de todos los períodos y casos considerados.

En los mercados de deuda nacionales, que representan los vencimientos de mayor plazo, se observan rasgos destacables. Para los tipos y *spread* de Alemania las especificaciones obtenidas, tanto en el período previo como en el posterior a la UEM, coinciden y son del tipo GARCH (1,1) en todos los casos considerados excepto en $(\Delta r_{m01}, S_{y05})$, que son del tipo GARCH (2,2). En Francia destacan las especificaciones GARCH(1,1) en los dos períodos considerados salvo los GARCH (2,2) en $(\Delta r_{m01}, S_{y03})$ en la fase previa y en $(\Delta r_{m01}, S_{m07})$, y $(\Delta r_{m01}, S_{y10})$ en la fase posterior. En España el orden del GARCH seleccionado es siempre igual a 1, en ambos períodos y para todas las parejas de variables. También destaca que el número de retardos p es menor y más estable en el período posterior a la constitución de la UEM en los tipos de deuda de Francia y España.

En Italia, y dado que no presenta cointegración en sus tipos de interés a partir de tres años, se ha realizado el análisis tan sólo para los tipos interbancarios hasta diciembre de 1998, fecha a partir de la cual pasa a ser común a la de las economías integradas en el área monetaria.

Finalmente, Reino Unido presenta GARCH (1,1) para todos los tipos del período pre-UEM, y GARCH (2,2) en todos los del posterior, excepto en el segmento más largo de la curva de tipos.

Contraste de las restricciones

La metodología de Campbell y Shiller (1987, 1991) plantea dos tipos de contrastes de la teoría de las expectativas. El primero, o contraste débil, se basa en el análisis de causalidad de Granger, para constatar si el *spread* contiene información para la predicción de los tipos de interés a corto plazo futuros, y si además lo hace en el sentido previsto: un diferencial positivo anticiparía variaciones al alza y negativos a la baja. El segundo, o

contraste fuerte, consiste en analizar hasta qué punto coinciden el *spread* observado y el *spread* teórico, o generado por el modelo. Éste se puede afrontar de un modo informal desde el punto de vista estadístico, aunque de gran valor desde el punto de vista económico, mediante el análisis gráfico de los *spread* teórico y observado, de sus correlaciones y de su *ratio* de desviaciones típicas. O bien, de modo más formal, o estadístico, mediante un test de Wald.

Los resultados del test de Granger y del test de Wald para los casos seleccionados en cada país se recogen en el Cuadro 3. Como se observa, salvo en contadas excepciones, en todos los países y para todos los períodos existe evidencia favorable de causalidad en el sentido de Granger, como debe ser si la teoría de las expectativas es cierta. Las excepciones, a un nivel de significación del 5 por 100, se localizan en España en el período previo a la UEM en la pareja $(\Delta r_{m01}, S_{m03})$ y en el posterior en $(\Delta r_{m01}, S_{y10})$, y en el Reino Unido en las parejas $(\Delta r_{m01}, S_{y05})$ y $(\Delta r_{m01}, S_{y07})$ en el período previo. Además, en los casos donde existe causalidad se verifica que, tal y como predice la teoría, la suma de los valores estimados de los coeficientes de la variable S_t en la ecuación de Δr_t es positiva, exceptuando el caso de Francia para $(\Delta r_{m01}, S_{y03})$ en el período post-UEM. De este modo, se encuentra evidencia favorable al cumplimiento de la teoría de las expectativas, aunque el contraste utilizado no permite asegurar definitivamente dicho cumplimiento. Para ello, es necesario utilizar el contraste más exigente, tanto en su vertiente formal como informal, siendo esta última la que proporciona valiosa información sobre el contenido económico de las relaciones entre los tipos de interés de la estructura temporal.

El contraste fuerte de la teoría de las expectativas, a través del test de Wald, se ha realizado utilizando un nivel de significación del 1 por 100, dado que este contraste tiende a sobrevalorar el rechazo de la teoría de las expectativas en el modelo que se está considerando¹⁴.

¹⁴ Sobre esta cuestión puede verse, por ejemplo, BREDIN (2001).

CUADRO 3
CONTRASTES DÉBIL Y FUERTE DE LA TEORÍA DE LAS EXPECTATIVAS

	M03	M06	M09	Y01	Y03	Y05	Y07	Y10
Alemania								
pre-UEM 1995-1998	g1p4	g1p4	g1p3	g1p11	g1p8	g2p15	g1p4	g1p4
P-valor <i>test</i> de causalidad de Granger	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0065	0,0000
Suma de los coeficientes	0,3245	0,1436	0,1056	0,1119	0,0220	0,0375	0,0337	0,0542
P-valor <i>test</i> de Wald	0,2436	0,2389	0,0897	0,0848	0,5171	0,7460	0,0000	0,0000
post-UEM 1999-2003	g3p23	g3p24	g2p14	g2p16	g1p12	g2p2	g1p2	g1p19
P-valor <i>test</i> de causalidad de Granger	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0146	0,0227	0,0000
Suma de los coeficientes	0,4205	0,1765	0,1313	0,1051	0,0482	0,0279	0,0171	0,0135
P-valor <i>test</i> de Wald	0,0000	0,0000	0,1340	0,9892	0,0530	0,0343	0,0003	0,0000
Francia								
pre-UEM 1995-1998	g2p4	g1p17	g1p9	g1p14	g1p16	g1p24	g1p24	g1p22
P-valor <i>test</i> de causalidad de Granger	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Suma de los coeficientes	0,2270	0,0862	0,0764	0,0240	0,0179	0,0172	0,0125	0,0046
P-valor <i>test</i> de Wald	0,0008	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
post-UEM 1999-2003	g3p23	g3p24	g2p14	g2p16	g1p6	g1p3	g2p4	g2p6
P-valor <i>test</i> de causalidad de Granger	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0032	0,0016	0,0001	0,0000
Suma de los coeficientes	0,4205	0,1765	0,1313	0,1051	-0,0012	0,0049	0,0060	0,0015
P-valor <i>test</i> de Wald	0,0000	0,0000	0,1340	0,9892	0,1188	0,0575	0,0000	0,0000
España								
pre-UEM 1995-1998	g1p10	g1p14	g1p19	g1p9	g1p9	g1p9	g1p11	g1p17
P-valor <i>test</i> de causalidad de Granger	0,0002	0,0000	0,0000	0,0001	0,0733	0,0464	0,0090	0,0065
Suma de los coeficientes	0,2803	0,1376	0,1315	0,0832	0,0482	0,0446	0,0428	0,0605
P-valor <i>test</i> de Wald	0,0011	0,0889	0,5663	0,0591	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
post-UEM 1999-2003	g3p23	g3p24	g2p14	g2p16	g1p2	g1p2	g1p2	g1p2
P-valor <i>test</i> de causalidad de Granger	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0015	0,0127	0,0679
Suma de los coeficientes	0,4205	0,1765	0,1313	0,1051	0,0379	0,0268	0,0202	0,0147
P-valor <i>test</i> de Wald	0,0000	0,0000	0,1340	0,9892	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Italia								
pre-UEM 1995-1998	g1p4	g1p5	g1p3	g1p3				
P-valor <i>test</i> de causalidad de Granger	0,0326	0,0399	0,0384	0,0071				
Suma de los coeficientes	0,1693	0,0951	0,0509	0,0540				
P-valor <i>test</i> de Wald	0,0215	0,2607	0,0020	0,1032				
post-UEM 1999-2003	g3p23	g3p24	g2p14	g2p16				
P-valor <i>test</i> de causalidad de Granger	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000				
Suma de los coeficientes	0,4205	0,1765	0,1313	0,1051				
P-valor <i>test</i> de Wald	0,0000	0,0000	0,1340	0,9892				
Reino Unido								
pre-UEM 1995-1998	g1p4	g1p6	g1p5	g1p5	g1p5	g1p5	g1p6	
P-valor <i>test</i> de causalidad de Granger	0,0000	0,0000	0,0001	0,0003	0,0368	0,1931	0,4876	
Suma de los coeficientes	0,1920	0,1093	0,0773	0,0566	0,0116	0,0073	0,0060	
P-valor <i>test</i> de Wald	0,0964	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
post-UEM 1999-2003	g2p13	g2p10	g2p10	g2p12	g2p15	g1p19	g1p17	
P-valor <i>test</i> de causalidad de Granger	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
Suma de los coeficientes	0,2995	0,1765	0,0805	0,0823	0,0306	0,0147	0,0065	
P-valor <i>test</i> de Wald	0,1028	0,2506	0,0170	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	

NOTA: En la primera fila de cada tabla parcial se recogen, *pro memoria*, los resultados de la estimación de los modelos VAR-GARCH (que se explicitan en el Anexo B, Cuadro B1).
FUENTE: Elaboración propia.

Atendiendo a los resultados, para el período previo a la constitución de la UEM se observa que el cumplimiento de la teoría de las expectativas se acepta en Alemania hasta el horizonte de cinco años, en España entre seis meses y un año, y en Italia para todos los tipos interbancarios exceptuando el tipo a nueve meses. En Francia, por su parte, la teoría de las expectativas se rechaza en todos los segmentos de la curva de tipos. Estos resultados indican que el punto de partida de los diferentes países era bien diferente, siendo Alemania el país en donde la transmisión monetaria se muestra más intensa. Tras la constitución de la UEM, Alemania mantiene la fortaleza de la transmisión, a la que se suma de una forma clara Francia, en donde la teoría pasa a aceptarse hasta el horizonte de cinco años. En España e Italia, sin embargo, sólo se observan ganancias en los tipos interbancarios, en donde la teoría se acepta entre nueve meses y un año.

Finalmente, el análisis de los resultados en el Reino Unido muestra las características diferenciadas de su estructura temporal respecto a las de las economías integradas. En términos generales, para el Reino Unido existe evidencia débil a favor de la teoría de las expectativas en ambos subperíodos, excepto en los años previos desde el horizonte temporal de cinco años, y evidencia fuerte en el extremo más corto de la estructura temporal.

Los resultados del test de Wald no confirman los obtenidos con el test de causalidad de Granger. Por ello cobra especial relevancia el examen del comportamiento del *spread* observado y el teórico, ya que este análisis tiene un gran significado económico pues permite profundizar en la capacidad predictiva del diferencial de tipos de interés, frente a la mera significación estadística del test de Wald¹⁵. El Anexo C recoge gráficamente el comportamiento en cada país de los *spread* real y teórico, obtenidos a partir de la ecuación [12], para los plazos representativos de seis meses, un año, cinco años y

diez años. Asimismo, el Cuadro 4 presenta la correlación y la *ratio* de desviaciones típicas del *spread* teórico y real, y el producto de ambos estadísticos como medida del grado de asociación lineal entre el *spread* teórico y real, denominado coeficiente beta¹⁶.

En general, se confirman los resultados obtenidos con los *test* anteriores, y la teoría de las expectativas parece recibir mayor soporte, tanto a nivel del conjunto de casos analizados, como, de modo particular, en aquellos donde mejores resultados proporcionaba el test de Wald. Como se puede observar en el Cuadro 4, los coeficientes de correlación de todos los países y en todos los plazos tienden a aumentar en el segundo período muestral, hasta situarse en valores muy próximos a la unidad. Este resultado respalda y da contenido económico a los anteriores *test* estadísticos, al reforzar la idea de que la UEM ha generado un clima de mayor transmisión monetaria.

Sin embargo, y de modo particular, también se observan síntomas acusados de sobre/infrarreacción del tipo a largo plazo, tanto en los extremos más cortos como en los más largos, de las diferentes curvas de rendimientos, frente a la información disponible acerca de cambios en los tipos futuros a corto plazo, así como diferencias entre países.

La hipótesis de la sobre-reacción dice que los tipos a largo difieren de los de corto en la dirección que implica la teoría de las expectativas pero que, sin embargo, el *spread* es mayor de lo que puede estar justificado por las expectativas racionales acerca de los tipos de interés a corto en el futuro. De modo alternativo, la infrarreacción establece que se le da un bajo peso al tipo a corto actual, y demasiado peso a los valores pasados retardados de los tipos a corto. En este sentido, el tipo a largo infrarreacciona ante el nivel actual de los tipos a corto. La existencia de primas de riesgo podría, adicionalmente, justificar los episodios de sobre/infrarreacción.

¹⁵ Para profundizar en este tema, véase CAMPBELL y SHILLER (1987, página 1068).

¹⁶ Véase la nota al pie 8.

CUADRO 4
CORRELACIONES Y RATIOS DE DESVIACIONES TÍPICAS (sd)
DE LOS SPREAD TEÓRICO Y REAL

	M03	M06	M09	Y01	Y03	Y05	Y07	Y10
Alemania								
pre-UEM 1995-1998	g1p4	g1p4	g1p3	g1p11	g1p8	g2p15	g1p4	g1p4
correlación	0,9930	0,9978	0,9990	0,9988	0,9999	0,9993	0,9996	0,9996
ratio sd	1,1102	1,2499	1,1248	0,8801	0,9079	0,8947	0,7780	0,6859
correl. × ratio sd	1,1025	1,2471	1,1237	0,8791	0,9078	0,8941	0,7777	0,6856
post-UEM 1999-2003	g3p23	g3p24	g2p14	g2p16	g1p12	g2p2	g1p2	g1p19
correlación	0,9772	0,9999	1,0000	0,9999	0,9999	1,0000	1,0000	0,9999
ratio sd	3,5281	1,6378	1,2103	1,0747	1,1055	1,2909	1,3281	1,3556
correl. × ratio sd	3,4478	1,6376	1,2103	1,0747	1,1054	1,2909	1,3280	1,3555
Francia								
pre-UEM 1995-1998	g2p4	g1p17	g1p9	g1p14	g1p16	g1p24	g1p24	g1p22
correlación	0,8565	0,8652	0,9566	0,9921	0,9979	0,9989	0,9945	0,9982
ratio sd	0,5324	0,2610	0,5183	0,7376	1,6344	1,9571	1,9581	2,5630
correl. × ratio sd	0,4560	0,2258	0,4958	0,7318	1,6311	1,9549	1,9474	2,5583
post-UEM 1999-2003	g3p23	g3p24	g2p14	g2p16	g1p6	g1p3	g2p4	g2p6
correlación	0,9743	0,9999	1,0000	0,9999	0,9987	0,9996	1,0000	0,9999
ratio sd	3,5597	1,6381	1,2103	1,0746	0,7267	0,8323	0,5411	0,5059
correl. × ratio sd	3,4682	1,6379	1,2103	1,0746	0,7258	0,8319	0,5411	0,5059
España								
pre-UEM 1995-1998	g1p10	g1p14	g1p19	g1p9	g1p9	g1p9	g1p11	g1p17
correlación	0,9875	0,9990	0,9994	0,9998	0,9981	0,9946	0,9995	0,9998
ratio sd	1,6796	0,9740	0,9098	1,0214	1,0428	1,2380	1,4211	1,6848
correl. × ratio sd	1,6585	0,9730	0,9093	1,0212	1,0409	1,2314	1,4205	1,6845
post-UEM 1999-2003	g3p23	g3p24	g2p14	g2p16	g1p2	g1p2	g1p2	g1p2
correlación	0,9772	0,9999	1,0000	0,9999	0,9999	0,9998	0,9999	0,9991
ratio sd	3,5281	1,6378	1,2103	1,0747	1,6828	2,0769	2,3275	3,6941
correl. × ratio sd	3,4478	1,6376	1,2103	1,0747	1,6826	2,0765	2,3273	3,6908
Italia								
pre-UEM 1995-1998	g1p4	g1p5	g1p3	g1p3				
correlación	0,9914	0,9951	0,9974	1,0000				
ratio sd	0,4598	0,9617	0,2689	0,8045				
correl. × ratio sd	0,4558	0,9570	0,2682	0,8045				
post-UEM 1999-2003	g3p23	g3p24	g2p14	g2p16				
correlación	0,9772	0,9999	1,0000	0,9999				
ratio sd	3,5281	1,6378	1,2103	1,0747				
correl. × ratio sd	3,4478	1,6376	1,2103	1,0747				
Reino Unido								
pre-UEM 1995-1998	g1p4	g1p6	g1p5	g1p5	g1p5	g1p5	g1p6	g1p5
correlación	0,9463	0,9977	0,9993	0,9997	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
ratio sd	1,1114	1,0964	1,3402	1,4427	0,5493	0,4623	0,4279	0,4338
correl. × ratio sd	1,0518	1,0939	1,3393	1,4423	0,5493	0,4623	0,4279	0,4338
post-UEM 1999-2003	g2p13	g2p10	g2p10	g2p12	g2p15	g1p19	g1p17	g1p16
correlación	0,9954	0,9988	0,9991	0,9995	0,9997	0,9999	1,0000	0,9999
ratio sd	1,1961	1,1006	0,7780	0,8414	0,5535	0,5781	0,5221	0,4081
correl. × ratio sd	1,1906	1,0992	0,7773	0,8410	0,5534	0,5780	0,5221	0,4081

NOTA: En la primera fila de cada tabla parcial se recogen, *pro memoria*, los resultados de la estimación de los modelos VAR-GARCH (que se explicitan en el Anexo B, Cuadro B1).
FUENTE: Elaboración propia.

En el área euro, en el tramo corto de las curvas de rendimientos, correspondientes al mercado interbancario, se observa que tras la constitución de la UEM la *ratio* de las desviaciones estándar se coloca en torno a 1 en los casos donde se acepta la teoría de las expectativas con el test de Wald, y se coloca por encima de 1 en el segmento más corto de la curva, de tipos a tres y seis meses, poniendo de manifiesto la baja reacción a medida que se acorta el vencimiento de los tipos de interés en el extremo más corto de la curva. Este hecho contrasta con la situación que presenta el Reino Unido, donde la *ratio* de las desviaciones estándar es próxima a 1 en los tipos a más corto plazo.

En los mercados de deuda de los países del área, la *ratio* de las desviaciones típicas entre ambos *spread* y el coeficiente beta presentan resultados dispares por países. En el período posterior a la constitución de la UEM, en Alemania parece confirmarse que a medida que el vencimiento aumenta, el tipo de interés a largo plazo tiende a reaccionar insuficientemente ante las expectativas de cambios en los tipos a corto futuros.

En España los resultados parecen coincidir con los de Alemania, siendo la infrarreacción de los tipos largos todavía más acusada. En términos generales, esta tendencia se observa también en el trabajo de Massot y Nave (2003). Estos autores obtienen una evidencia contundente a favor de la teoría de las expectativas, entre 1993 y 1999, en todos los tramos de la curva hasta diez años, utilizando tipos de deuda pública cupón cero de frecuencia mensual obtenidos por la metodología de estimación y ajuste funcional propuesta por Vasicek y Fong (1982), y también cuando se utilizan las estimaciones de Svensson (1994), que son las utilizadas en el presente trabajo. En casi todos los casos los coeficientes de correlación son 0,999 y la *ratio* de desviaciones está entre 0,90 y 1,25, si bien se pone de manifiesto que la *ratio* de las desviaciones típicas tiende a aumentar con el plazo.

De modo contrario, en Francia se observa una marcada tendencia a la sobrerreacción que parece aumentar con el horizonte temporal. Finalmente, en el Reino Uni-

do los resultados muestran que, pese a los coeficientes de correlación tan elevados, existe una importante tendencia a la sobrerreacción, ya que la *ratio* de desviaciones alcanza valores muy por debajo de uno a partir de tres años.

En general, en todos los casos los efectos de sobre-infrarreacción son más contundentes en los tramos más cortos o más largos de la estructura temporal de tipos de interés, coincidiendo con los resultados más desfavorables obtenidos a partir del test de Wald. Estos resultados sugieren que los horizontes de medio plazo son mejores que los de muy corto, o muy largo para extraer información sobre las expectativas del mercado acerca del camino futuro de los tipos de interés y la inflación. Los resultados obtenidos en ambos extremos de las curvas de rendimientos de los diferentes países podrían atribuirse a la posible existencia de primas de riesgo, o bien a errores sistemáticos de predicción.

Finalmente, y pese a confirmarse que tras la UEM existe una mejora generalizada en la transmisión monetaria, y la teoría de las expectativas parece recibir mayor soporte, también es cierto que de modo particular, y atendiendo a la evidencia en los correspondientes mercados de deuda, se revela la existencia de diferencias entre países, que ponen de manifiesto asimetrías en el impacto de la política monetaria.

4. Resumen y conclusiones

En este trabajo se han analizado las diferencias en la efectividad del mecanismo de transmisión de los impulsos de política monetaria en el canal de tipos de interés en Alemania, Francia, Italia, España y Reino Unido, en el período previo y posterior a la entrada en vigor de la UEM. La metodología econométrica se implementa mediante un modelo VAR, en el que las variaciones de tipos de interés a corto plazo, y el *spread* de tipos a largo y a corto, son las variables relevantes. El conjunto de datos semanales utilizado en los contrastes se ha construido a partir de los datos diarios de tipos *fixing* interbancarios a distintos vencimientos, y de tipos cupón

cero de deuda pública, desde enero de 1995 hasta diciembre de 2003, con el fin de obtener resultados para un espectro amplio de vencimientos.

En el período previo a la UEM, los resultados obtenidos con todos los tipos de contrastes utilizados reflejan la existencia de transmisión monetaria débil en todos los países en el conjunto de la estructura temporal. La existencia de transmisión fuerte se acepta exclusivamente en Alemania hasta el horizonte de cinco años, en España entre seis meses y un año, en Italia en todos los tipos interbancarios exceptuando el tipo a nueve meses y, por último, en el Reino Unido exclusivamente a tres meses. Francia, por su parte, no presenta evidencia fuerte en ningún segmento de la curva. Estos resultados ponen de manifiesto que el punto de partida de las distintas estructuras de mercado era diferente, destacando Alemania con una estructura completa de transmisión monetaria hasta el horizonte de cinco años, y con un importante contenido informativo del *spread* de tipos de interés en este país.

En el período posterior a la UEM, los contrastes no permiten obtener conclusiones inequívocas acerca de una mejora clara en la transmisión monetaria para todos los países analizados. Si bien los coeficientes de correlación entre los *spread* aumentan, la *ratio* de las desviaciones típicas parece confirmar los resultados del test de Wald en todos los casos. El interbancario del euro presenta mayor transmisión a nueve meses y un año, a diferencia de Reino Unido que la obtiene en el extremo más corto de tres, seis y nueve meses. Considerando los resultados para los tipos de deuda pública, tan sólo Alemania y Francia presentan evidencia de transmisión hasta el plazo de cinco años.

De lo anterior se puede concluir que los resultados apuntan a una mejora en la transmisión monetaria en los países analizados tras la constitución de la UEM, si bien los resultados son más claros en Alemania y Francia y algo menos en España e Italia. Por último, queda patente el carácter diferente de los mercados del Reino Unido, a partir de la disparidad de los resultados con los de las economías integradas.

Referencias bibliográficas

- [1] ANDERSON, N. y SLEATH, J. (1999): «Yield Curve Methodology», *Bank of England Quarterly Bulletin*, noviembre, páginas 384-392.
- [2] ANDERSON, N. y SLEATH, J. (2001): «New Estimates of the UK Real and Nominal Yield Curves», *Bank of England Working Paper*, 126.
- [3] ANGELONI, I. y EHRMANN, M. (2003): «Monetary Policy Transmission in the Euro Area: Any Changes after EMU?», *ECB Working Paper*, 240.
- [4] ANGELONI, I.; KASHYAP, A. y MOJON, B. (eds.) (2003): *Monetary Transmission in the Euro Area*, Cambridge University Press.
- [5] BEKAERT, G.; HODRICK, R. y MARSHALL, D. (1997): «On Biases in Tests of the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates», *Journal of Financial Economics*, 44, páginas 309-348.
- [6] BEKAERT, G. y HODRICK, R. (2001): «Expectations Hypothesis Tests», *Journal of Finance*, 56, páginas 1357-1394.
- [7] BEYAERT, A.; GARCÍA-SOLANES, J. y PRATS, M. (2001): «La estructura temporal y las expectativas de tipos de corto plazo en el mercado interbancario español», *Moneda y Crédito*, 213, páginas 71-96.
- [8] BREDIN, D. (2001): «Alternative Tests of the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates», *Central Bank of Ireland. Technical Papers*, enero.
- [9] BREDIN, D. y CUTHBERTSON, K. (2000): «The Expectation Hypothesis of the Term Structure: The Case of Ireland», *The Economic and Social Review*, 31 (3), páginas 267-281.
- [10] BUTTIGLIONE, L.; GIOVANNE, P. D. y TRISTANI, T. (1998): «Monetary Policy Actions and the Term Structure of Interest Rates: A Cross Country Analysis», en I. ANGELONI y R. ROVELLI (eds.): *Monetary Policy and Interest Rates*, McMillan Press.
- [11] CAMPBELL, J. y SHILLER, R. (1987): «Cointegration and Tests of Present Value Models», *Journal of Political Economy*, volumen 95 (5), páginas 1062-1088.
- [12] CAMPBELL, J. y SHILLER, R. (1991): «Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View», *Review of Economic Studies*, volumen 58, páginas 495-514.
- [13] CARRIERO, A.; FAVERO, C. y KAMINSKA, I. (2005): «Financial Factors, Macroeconomic Information and the Expectations Theory of the Term Structure of Interest Rates», *Journal of Econometrics*, 01.019, article in press.
- [14] CICCARELLI, M. y REBUCCI, A. (2006): «Has the Transmission Mechanism of European Monetary Policy Changed in the Run-up to EMU», *European Economic Review*, 50, páginas 737-776.

- [15] COLLETAZ, G. y GOURLAOUEN, J. P. (1990): «Coin-tegration et structure par terme des taux d'intérêt», *Revue Économique*, 4, páginas 687-712.
- [16] DE BONDT, G. (2002): «La financiación mediante deuda y la política monetaria del Banco Central Europeo», *Papeles de Economía Española*, 94, páginas 66-90.
- [17] DOMÍNGUEZ, E. y NOVALES, A. (2000): «Testing the Expectations Hypothesis in Eurodeposits», *Journal of International Money and Finance*, 19 (5), páginas 713-736.
- [18] DRIFILL, J.; PSARADAKIS, Z. y SOLA, M. (1997): «A Reconciliation of some Paradoxical Empirical Results on the Expectations Model of the Term Structure», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, páginas 29-42.
- [19] ENGLE, R. y GRANGER, C. (1987): «Cointegración y corrección de error: representación, estimación y contraste», *Cuadernos Económicos de ICE*, 44, páginas 53-82, 1990.
- [20] EVANS, M. y LEWIS, K. (1994): «Do Stationary Risk Premia Explain it All? Evidence from the Term Structure», *Journal of Monetary Economics*, 33, páginas 285-318.
- [21] ENGSTED, T. y NYHOLM, K. (2000): «Regime Shifts in the Danish Term Structure of Interest Rates», *Empirical Economics*, 25, páginas 1-13.
- [22] FAMA, E. (1984): «The Information in the Term Structure», *Journal of Financial Economics*, 13, páginas 509-528.
- [23] FAMA, E. y BLISS, R. (1987): «The Information in Long-maturity Forward Rates», *American Economic Review*, 77 (4), páginas 680-692.
- [24] FONSECA, J. S. (2002): «The Risk Premiums in the Portuguese Treasury Bills Interest Rates», *European Review of Economics and Finance*, 1, páginas 69-82.
- [25] FROOT, K. A. (1989): «New Hope for the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates», *Journal of Finance*, 44, páginas 283-305.
- [26] GERLACH, S. y SMETS, F. (1997): «The Term Structure of Euro-rates: Some Evidence in Support of the Expectations Hypothesis», *Journal of International Money and Finance*, 16, páginas 305-321.
- [27] GUIZO, L.; KASHYAP, A.; PANETTA, F. y TERLIZZESE, D. (1999): «Will a Common European Monetary Policy have Asymmetric Effects?», *Federal Reserve Bank of Chicago. Economic Perspectives*, 4, páginas 56-75.
- [28] HARDOUVELLIS, G. (1988): «The Predictive Power of the Term Structure of the Term Structure during Recent Monetary Regimes», *Journal of Finance*, 42, páginas 339-356.
- [29] HARDOUVELIS, G. (1994): «The Term Structure Spread and Future Changes in Long and Short Rates in the G7 Countries. Is there a Puzzle?», *Journal of Monetary Economics*, 33, páginas 255-283.
- [30] JONES, D. y ROLEY, S. (1983): «Rational Expectations and the Expectations Model of the Term Structure: A Test Using Weekly Data», *Journal of Monetary Economics*, 12, páginas 453-465.
- [31] KING, R. y KURMANN, A. (2002): «Expectations and the Term Structure of Interest Rates: Evidence and Implications», *Federal Reserve Bank of Richmond. Economic Quarterly*, 88/4, páginas 49-95.
- [32] LANGE, R. (1999): «The Expectations Hypothesis for the Longer End of the Term Structure: Some Evidence for Canada», *Bank of Canada. Working Paper*, páginas 99-20.
- [33] LONGSTAFF, F. A. (2000): «The Term Structure of very Short-term Rates: New Evidence for the Expectations Hypothesis», *Journal of Financial Economics*, 57, páginas 397-415.
- [34] MANKIW, N. (1986): «The Term Structure of Interest Rates Revisited», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, páginas 61-96.
- [35] MANKIW, N. y MIRON, J. (1986): «The Changing Behaviour of the Term Structure of Interest Rates», *The Quarterly Journal of Economics*, 101, páginas 211-228.
- [36] MANKIW, N. y SUMMERS, L. (1984): «Do Long-term Rates Overreact to Short-term Interest Rates», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, páginas 211-228.
- [37] MACDONALD, R. y SPEIGHT, A. (1988): «The Term Structure of Interest Rates in UK», *Bulletin of Economic Research*, 40, páginas 287-299.
- [38] MACDONALD, R. y SPEIGHT, A. (1991): «The Term Structure of Interest Rates under Rational Expectations: Some International Evidence», *Applied Financial Economics*, volumen 1, número 4, páginas 211-221.
- [39] MASSOT, M. y NAVE, J. (2003): «La hipótesis de las expectativas en el mercado de largo plazo: evidencia en el mercado español de deuda pública», *Investigaciones Económicas*, XXVII (3), páginas 533-564.
- [40] MILLS, T. (1991): «The Term Structure of UK Interest Rates: Test of the Expectations Hypothesis», *Applied Economics*, 23 (4A), páginas 599-606.
- [41] MISHKIN, F. S. (1988): «The Information in the Term Structure: Some Further Results», *Journal of Applied Econometrics*, 3, páginas 307-314.
- [42] MOJON, B. (1999): «Monetary Policy under a Quasi-fixed Exchange Rate Regime, the Case of France between 1987 and 1996», *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Rev.*, 403-430.
- [43] NELSON, C. R. y SIEGEL, A. F. (1987): «Parsimonious Modelling of Yield Curves», *Journal of Business*, volumen 60, 4, páginas 473-489.
- [44] PEERSMAN, G. (2004): «The Transmission of Monetary Policy in the Euro Area: Are the Effects Different Across Countries?», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66, páginas 285-308.
- [45] PEERSMAN, G. y SMETS, F. (2003): «The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis», en I. ANGELONI; A. KASHYAP y B. MOJON (eds.) (2003): *Monetary Transmission in the Euro Area*, Cambridge University Press.

[46] PHILLIPS, P. y PERRON, P. (1988): «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika*, 75, 2, páginas 335-346.

[47] PÉREZ-QUIRÓS, G. y SICILIA, J. (2002): «Is the European Central Bank (and the United States Federal Reserve) Predictable?», *Banco de España. Documento de Trabajo*, 0229.

[48] SCHWERT, W. (1989): «Test for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation», *Journal of Business and Economic Statistics*, volumen 7 (2), páginas 147-159.

[49] SHILLER, R. (1979): «The Volatility of Long-term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure», *Journal of Political Economy*, 87 (6), páginas 1190-1219.

[50] SHILLER, R.; CAMPBELL, J. y SCHOENHOLTZ, K. (1983): «Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term Structure of Interest Rates», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, páginas 173-217.

[51] SHILLER, R. (1990): «The Term Structure of Interest Rates», en B. M. FRIEDMAN y F. H. HAHN (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, 1, Elsevier Science Publishers B.V.

[52] SOLA, M. y DRIFFILL, J. (1994): «Testing the Term Structure of Interest Rates Using a Stationary Vector Autoregression with Regime Switching», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, páginas 601-628.

[53] SUTTON, G. (2000): «A Defence of the Expectations Theory as a Model of US Long-term Interest Rates», *BIS Working Papers*, 85.

[54] SVENSSON, L. E. O. (1994): «Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994», mimeo, *Institute for International Economic Studies*, número junio.

[55] VASICEK, O. A. y FONG, H. G. (1982): «Term Structure Modelling Using Exponential Splines», *The Journal of Finance*, 37, páginas 339-348.

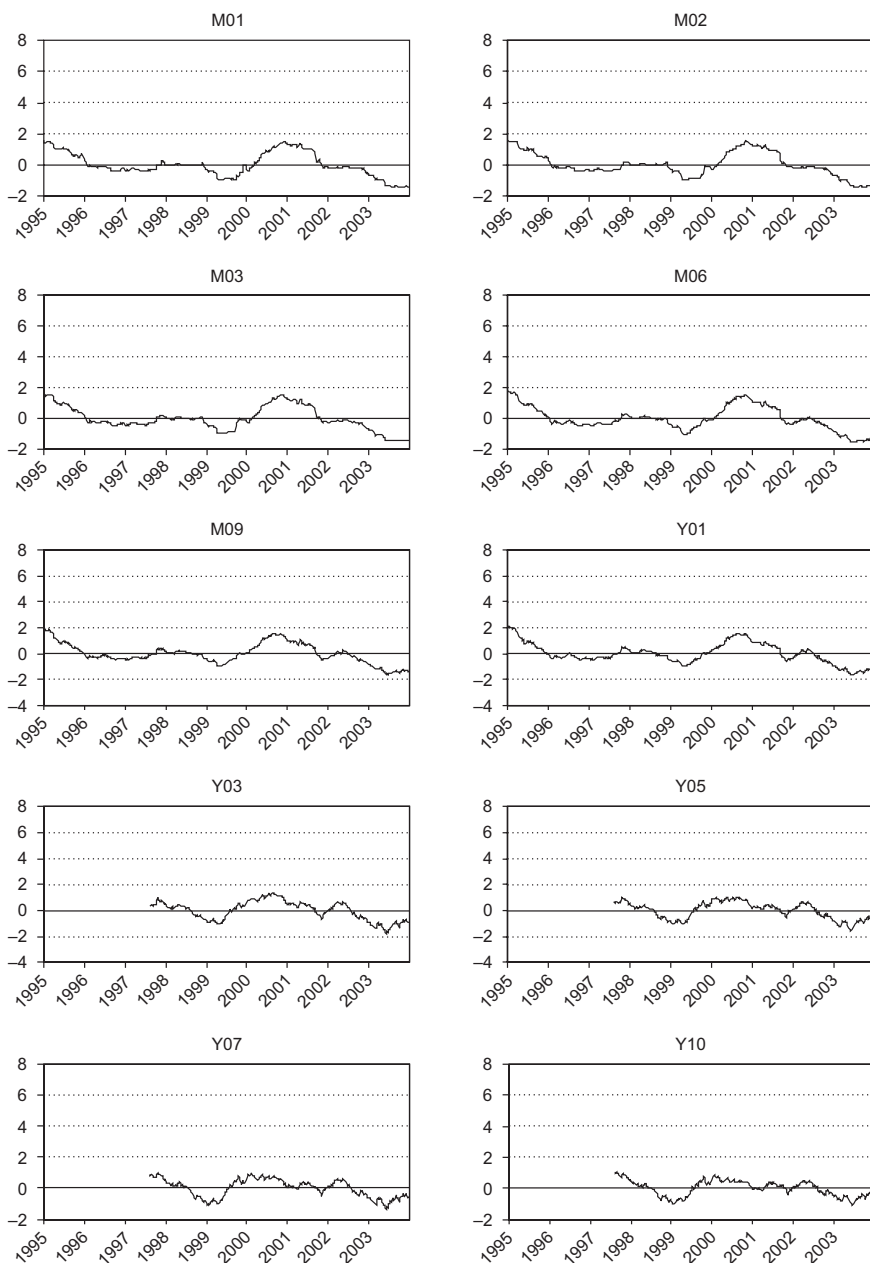
[56] WOLTERS, J. y HASSLER, U. (2001): «Forecasting Money Market Rates in the Unified Germany», en R. FRIEDMAN; L. KNÜPPEL y H. LÜTKEPOHL (eds.): *Econometric Studies: a Festschrift in Honour of Joachim Frohn*, 8, páginas 185-201.

ANEXO A

Evolución de los tipos de interés a corto, medio y largo plazo en los países analizados

GRÁFICO A1

TIPOS DE INTERÉS EN ALEMANIA
(En %)



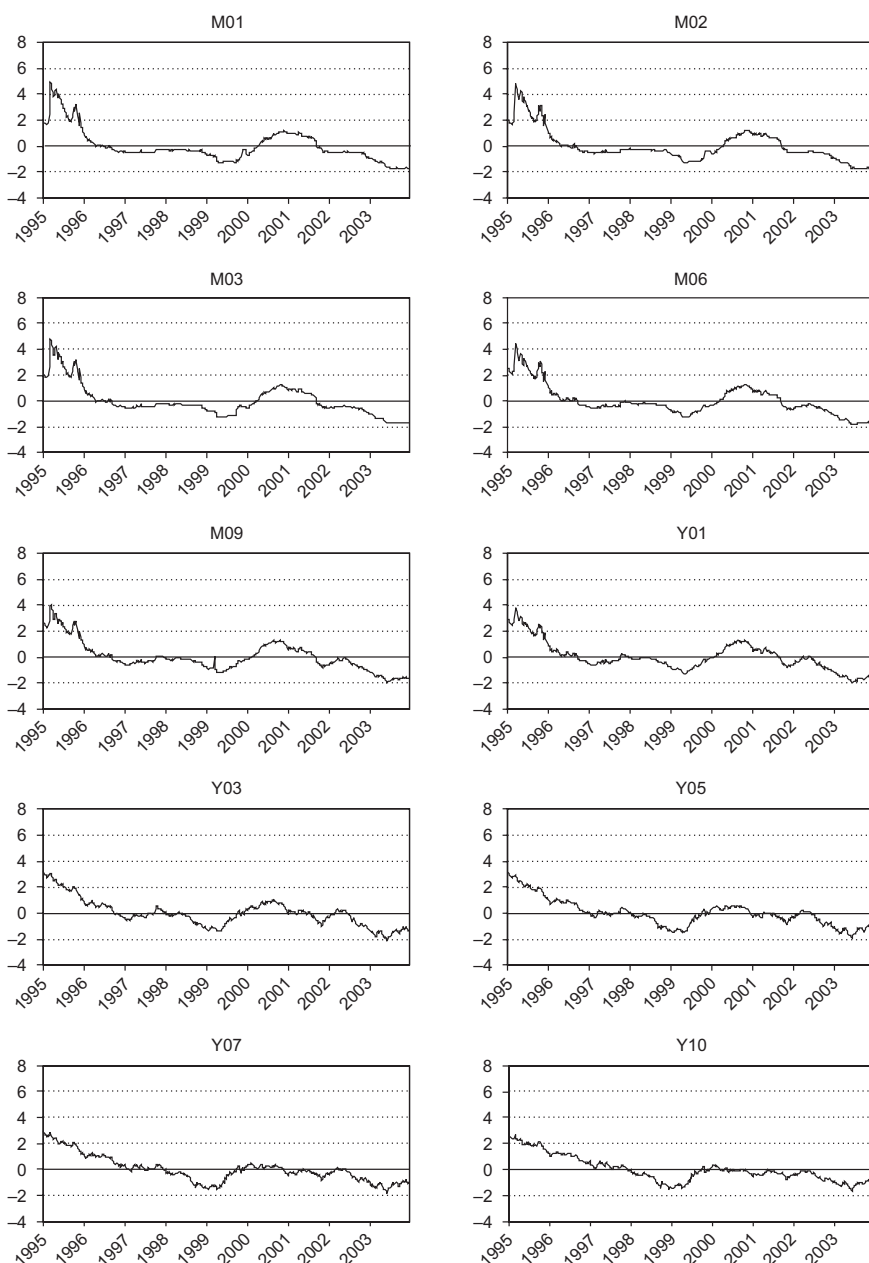
NOTA: Se muestra la evolución de los tipos a uno, dos, tres, seis y nueve meses (M01 a M09) y a uno, tres, cinco, siete y diez años (Y01 a Y10).
FUENTE: Elaboración propia.

ANEXO A (continuación)

Evolución de los tipos de interés a corto, medio y largo plazo en los países analizados

GRÁFICO A2

TIPOS DE INTERÉS EN FRANCIA
(En %)



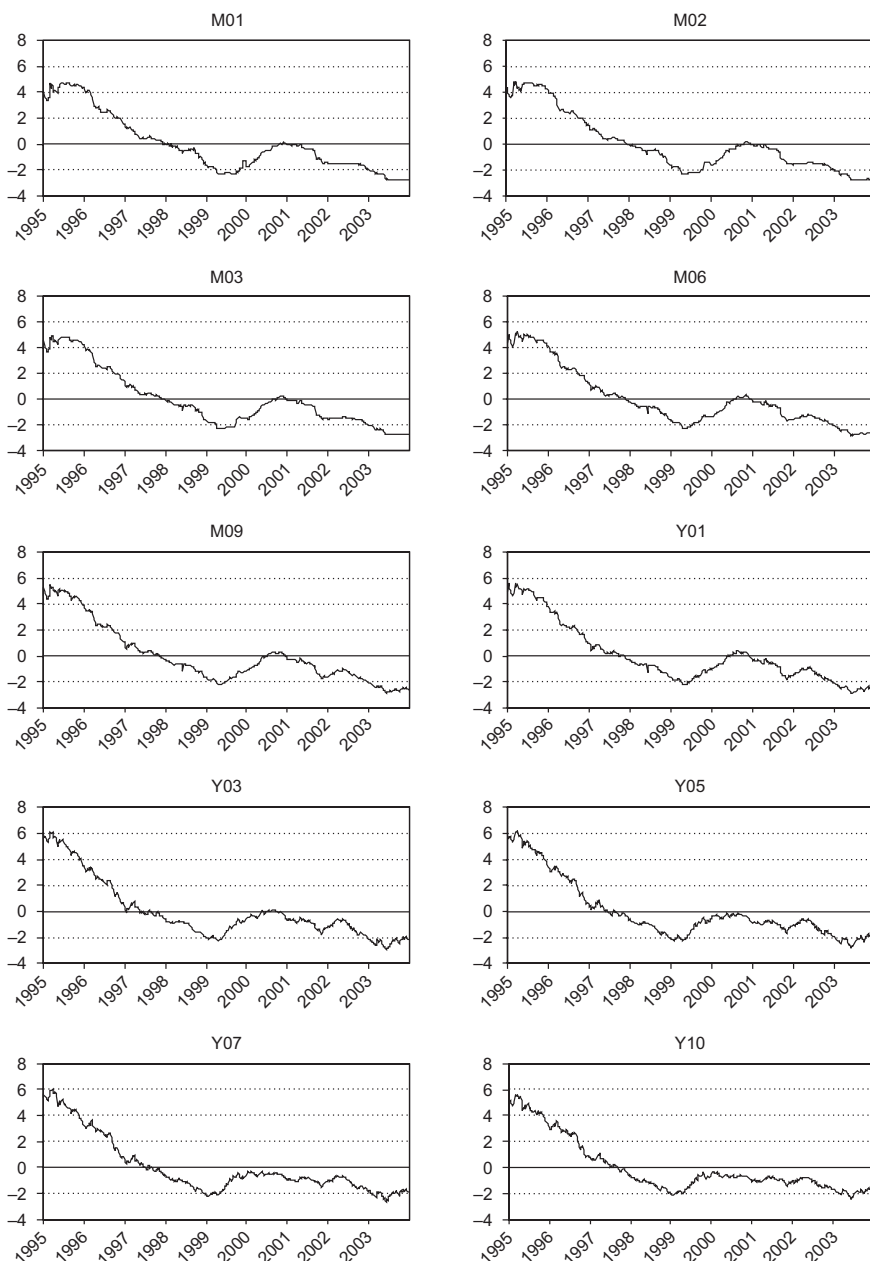
NOTA: Se muestra la evolución de los tipos a uno, dos, tres, seis y nueve meses (M01 a M09) y a uno, tres, cinco, siete y diez años (Y01 a Y10).
FUENTE: Elaboración propia.

ANEXO A (continuación)

Evolución de los tipos de interés a corto, medio y largo plazo en los países analizados

GRÁFICO A3

TIPOS DE INTERÉS EN ESPAÑA
(En %)



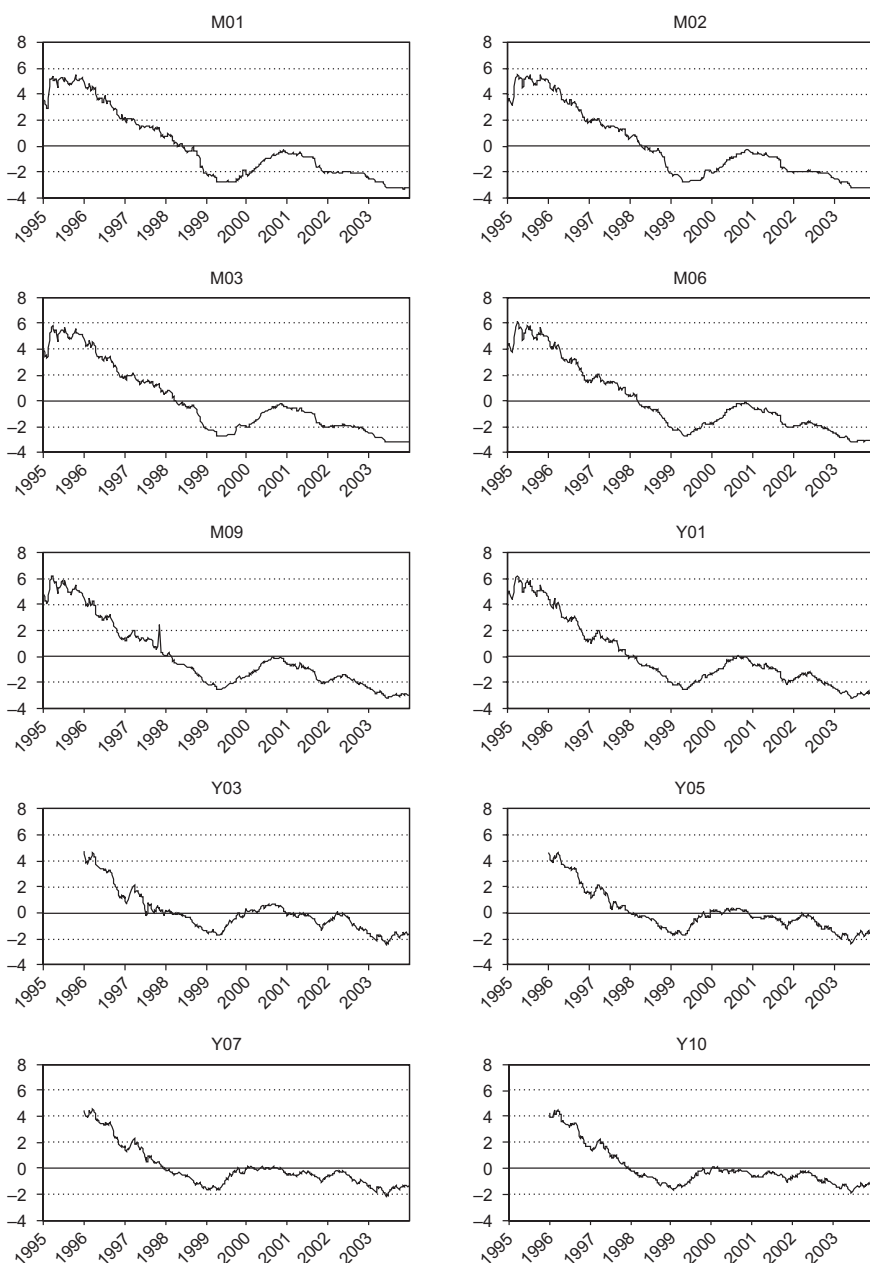
NOTA: Se muestra la evolución de los tipos a uno, dos, tres, seis y nueve meses (M01 a M09) y a uno, tres, cinco, siete y diez años (Y01 a Y10).
FUENTE: Elaboración propia.

ANEXO A (continuación)

Evolución de los tipos de interés a corto, medio y largo plazo en los países analizados

GRÁFICO A4

TIPOS DE INTERÉS EN ITALIA
(En %)



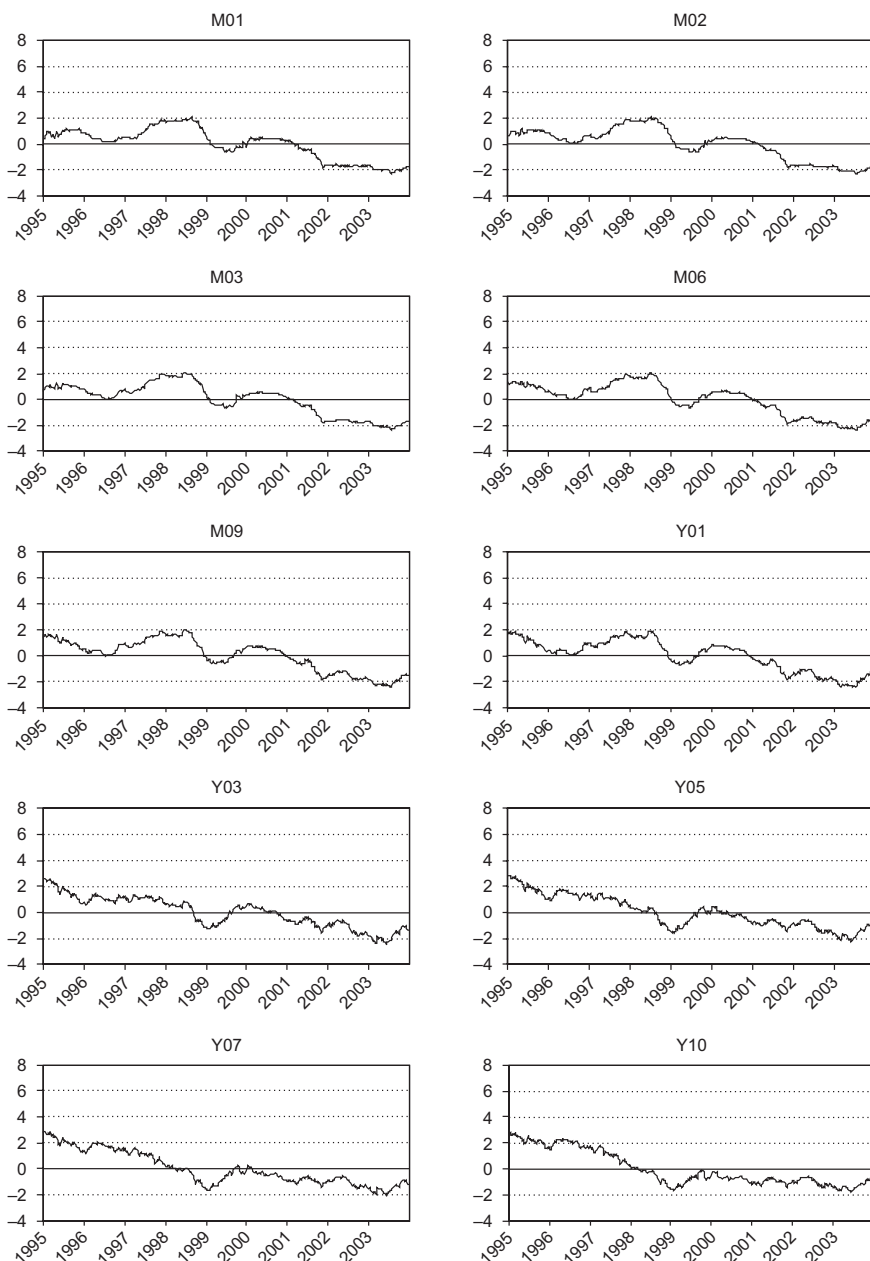
NOTA: Se muestra la evolución de los tipos a uno, dos, tres, seis y nueve meses (M01 a M09) y a uno, tres, cinco, siete y diez años (Y01 a Y10).
FUENTE: Elaboración propia.

ANEXO A (continuación)

Evolución de los tipos de interés a corto, medio y largo plazo en los países analizados

GRÁFICO A5

TIPOS DE INTERÉS EN REINO UNIDO
(En %)



NOTA: Se muestra la evolución de los tipos a uno, dos, tres, seis y nueve meses (M01 a M09) y a uno, tres, cinco, siete y diez años (Y01 a Y10).
FUENTE: Elaboración propia.

ANEXO B

Selección y estimación del VAR

CUADRO B1

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS SELECCIONADOS

	Δr_{m01}	S_{m03}	Δr_{m01}	S_{m06}	Δr_{m01}	S_{m09}	Δr_{m01}	S_{y01}	Δr_{m01}	S_{y03}	Δr_{m01}	S_{y05}	Δr_{m01}	S_{y07}	Δr_{m01}	S_{y10}
Alemania - pre-UEM 1995-1998																
Orden del GARCH y retardos del VAR . . .		g1p4		g1p4		g1p3		g1p11		g1p8		g2p15		g1p4		g1p4
Min. p-valor de la correlación residual . . .	0,4150	0,4240	0,5800	0,2790	0,6290	0,1410	0,2700	0,5620	0,1720	0,4300	0,7280	0,1590	0,4850	0,7440	0,1270	0,4520
Min. p-valor de la correlación residual ² . . .	0,6180	0,8530	0,8540	0,9060	0,5840	0,3800	0,4990	0,1710	0,6490	0,2690	0,0810	0,2190	0,9100	0,4470	0,6420	0,3500
P-valor Arch LM test orden 1	0,8375	0,8547	0,9567	0,9916	0,8459	0,3832	0,5026	0,4776	0,8040	0,2877	0,0916	0,2314	0,9770	0,4589	0,9178	0,4910
P-valor Arch LM test orden 2	0,6766	0,9680	0,9342	0,9084	0,9401	0,6840	0,6315	0,7785	0,4350	0,5364	0,2103	0,5277	0,9867	0,6880	0,8880	0,7804
P-valor Arch LM test orden 3	0,8261	0,9942	0,9820	0,9308	0,9514	0,8309	0,7377	0,7419	0,2211	0,3534	0,2524	0,2899	0,9972	0,8664	0,8730	0,8500
P-valor Arch LM test orden 4	0,6479	0,9986	0,8645	0,9734	0,5991	0,4003	0,7792	0,8726	0,3586	0,4781	0,3980	0,4870	0,9996	0,7384	0,9483	0,4516
AIC individuales	-3,0618	-3,7921	-2,9118	-3,2584	-2,8800	-2,8426	-2,9535	-2,6036	-3,2929	-1,8456	-2,7953	-2,8135	-2,5813	-1,6373	-2,8002	0,5473
AIC sistema	-6,8539	-6,1702	-5,7226	-5,7226	-5,5571	-5,5571	-5,1385	-5,1385	-5,6088	-4,2186	-4,2186	-4,2186	-4,2186	-2,2529	-2,2529	-2,2529
Alemania - post-UEM 1999-2003																
Orden del GARCH y retardos del VAR . . .		g3p23		g3p24		g2p14		g2p16		g1p12		g2p2		g1p2		g1p19
Min. p-valor de la correlación residual . . .	0,6680	0,4030	0,8430	0,4860	0,5590	0,5810	0,0540	0,7720	0,4170	0,9220	0,3050	0,4610	0,3170	0,5290	0,1660	0,3870
Min. p-valor de la correlación residual ² . . .	0,1300	0,0540	0,6920	0,2080	0,3900	0,0670	0,5770	0,0670	0,7700	0,1450	0,1090	0,3880	0,4950	0,4080	0,4220	0,1600
P-valor Arch LM test orden 1	0,9468	0,9605	0,6939	0,8086	0,9927	0,7792	0,7142	0,8854	0,7713	0,3574	0,9652	0,5352	0,7180	0,7186	0,4643	0,3895
P-valor Arch LM test orden 2	0,1351	0,7390	0,9213	0,8073	0,8212	0,3374	0,5773	0,2152	0,8854	0,4168	0,8524	0,7736	0,8079	0,7603	0,4588	0,5497
P-valor Arch LM test orden 3	0,2515	0,8970	0,9826	0,8840	0,9410	0,5284	0,7151	0,3541	0,9151	0,3660	0,9530	0,8386	0,9231	0,8972	0,3912	0,4184
P-valor Arch LM test orden 4	0,3687	0,9587	0,7586	0,7994	0,4218	0,1274	0,7480	0,1007	0,9654	0,1440	0,1259	0,7027	0,5265	0,7856	0,5307	0,2929
AIC individuales	-2,4760	-3,2606	-2,3577	-2,8900	-2,3191	-2,5145	-2,5278	-2,2411	-2,3338	-1,2566	-2,2843	-1,2452	-2,3302	-1,2598	-2,6496	-1,2972
AIC sistema	-5,7366	-5,2477	-4,8336	-4,8336	-4,7689	-4,7689	-3,5904	-3,5904	-3,5295	-3,5900	-3,5900	-3,5900	-3,5900	-3,9467	-3,9467	-3,9467
Francia - pre-UEM 1995-1998																
Orden del GARCH y retardos del VAR . . .		g2p4		g1p17		g1p9		g1p14		g1p16		g1p24		g1p24		g1p22
Min. p-valor de la correlación residual . . .	0,3480	0,2750	0,1700	0,0960	0,0950	0,1170	0,4530	0,1700	0,1910	0,2280	0,1840	0,2620	0,3140	0,3190	0,2640	0,4650
Min. p-valor de la correlación residual ² . . .	0,8810	0,4560	0,0870	0,3940	0,8150	0,8930	0,3480	0,4660	0,1190	0,0880	0,1160	0,2320	0,2030	0,0620	0,5880	0,6640
P-valor Arch LM test orden 1	0,8818	0,4601	0,3246	0,3979	0,9301	0,8942	0,4022	0,4686	0,1437	0,4510	0,1560	0,9569	0,3275	0,5663	0,5842	0,7990
P-valor Arch LM test orden 2	0,9524	0,6345	0,5522	0,6528	0,9817	0,9023	0,6748	0,5423	0,1786	0,5001	0,2715	0,8282	0,4649	0,8589	0,7896	0,9719
P-valor Arch LM test orden 3	0,8944	0,7893	0,3306	0,8002	0,8238	0,9166	0,7169	0,7325	0,0760	0,5901	0,1551	0,5756	0,2514	0,9510	0,7158	0,8635
P-valor Arch LM test orden 4	0,9669	0,7421	0,3207	0,7759	0,9074	0,9662	0,8138	0,8620	0,1472	0,1566	0,2449	0,5142	0,3493	0,5516	0,7982	0,8149
AIC individuales	-2,0836	-3,7313	-2,5930	-3,2018	-2,3614	-2,7084	-2,4679	-2,4987	-2,5441	-1,8088	-2,7086	-1,6937	-2,7017	-1,6950	-2,7173	-1,6647
AIC sistema	-5,8148	-5,7948	-5,0699	-4,9666	-4,9666	-4,3529	-4,3529	-4,4023	-4,3967	-4,3967	-4,3967	-4,3967	-4,3967	-4,3967	-4,3967	-4,3967
Francia - post-UEM 1999-2003																
Orden del GARCH y retardos del VAR . . .		g3p23		g3p24		g2p14		g2p16		g1p6		g1p3		g2p4		g2p6
Min. p-valor de la correlación residual . . .	0,6680	0,4030	0,8430	0,4860	0,5590	0,5810	0,0540	0,7720	0,3220	0,5460	0,3990	0,3960	0,2940	0,4720	0,3680	0,6010
Min. p-valor de la correlación residual ² . . .	0,1300	0,0540	0,6920	0,2080	0,3900	0,0670	0,5770	0,0670	0,4730	0,5930	0,4760	0,5400	0,6370	0,9170	0,7370	0,8400
P-valor Arch LM test orden 1	0,9468	0,9605	0,6939	0,8086	0,9927	0,7792	0,7142	0,8854	0,4762	0,9419	0,4790	0,5430	0,6395	0,9574	0,8398	0,8412
P-valor Arch LM test orden 2	0,1351	0,7390	0,9213	0,8073	0,8212	0,3374	0,5773	0,2152	0,6141	0,9836	0,6930	0,8215	0,7393	0,9686	0,7731	0,9703
P-valor Arch LM test orden 3	0,2515	0,8970	0,9826	0,8840	0,9410	0,5284	0,7151	0,3541	0,7998	0,9358	0,8675	0,9435	0,8282	0,9951	0,8413	0,9965
P-valor Arch LM test orden 4	0,3687	0,9587	0,7586	0,7994	0,4218	0,1274	0,7480	0,1007	0,8837	0,9263	0,9286	0,9839	0,8577	0,9992	0,8251	0,9964
AIC individuales	-2,4760	-3,2606	-2,3577	-2,8900	-2,3191	-2,5145	-2,5278	-2,2411	-2,5672	-1,3604	-2,5730	-1,2976	-2,5570	-1,3448	-2,6010	-1,4251
AIC sistema	-5,7366	-5,2477	-4,8336	-4,8336	-4,7689	-4,7689	-3,9276	-3,9276	-3,8706	-3,9019	-3,9019	-3,9019	-3,9019	-4,0262	-4,0262	-4,0262
España - pre-UEM 1995-1998																
Orden del GARCH y retardos del VAR . . .		g1p10		g1p14		g1p19		g1p9		g1p9		g1p9		g1p11		g1p17
Min. p-valor de la correlación residual . . .	0,5270	0,7300	0,7400	0,6110	0,4730	0,5830	0,7810	0,3780	0,8150	0,5680	0,8180	0,5110	0,9040	0,6770	0,7910	0,3940
Min. p-valor de la correlación residual ² . . .	0,6680	0,0610	0,3580	0,0880	0,0710	0,0840	0,7310	0,1930	0,7410	0,4050	0,7570	0,5860	0,7030	0,6090	0,5930	0,3340
P-valor Arch LM test orden 1	0,7745	0,8016	0,8255	0,9801	0,0731	0,5351	0,7732	0,7313	0,7429	0,7246	0,7586	0,6792	0,9024	0,7453	0,9955	0,6857
P-valor Arch LM test orden 2	0,7076	0,4601	0,9237	0,5525	0,2118	0,3563	0,8383	0,8029	0,8690	0,8361	0,9064	0,9039	0,9905	0,8781	0,9924	0,7317
P-valor Arch LM test orden 3	0,8566	0,6588	0,9792	0,4418	0,3647	0,4704	0,9458	0,7446	0,9202	0,9187	0,9107	0,9088	0,9762	0,7520	0,8891	0,9000
P-valor Arch LM test orden 4	0,7746	0,8082	0,3869	0,5281	0,3566	0,6219	0,9564	0,8504	0,8470	0,9622	0,8442	0,7525	0,7991	0,7620	0,9016	0,8245
AIC individuales	-1,7427	-2,6801	-1,8714	-2,0460	-1,7909	-1,7907	-1,6988	-1,7606	-1,6554	-1,1031	-1,6621	-0,9204	-1,6998	-0,8486	-1,7580	-0,8320
AIC sistema	-4,4228	-3,9173	-3,5816	-3,5816	-3,4595	-3,4595	-2,7585	-2,7585	-2,5825	-2,5825	-2,5825	-2,5825	-2,5825	-2,5825	-2,5825	-2,5825
España - post-UEM 1999-2003																
Orden del GARCH y retardos del VAR . . .		g3p23		g3p24		g2p14		g2p16		g1p2		g1p2		g1p2		g1p2
Min. p-valor de la correlación residual . . .	0,6680	0,4030	0,8430	0,4860	0,5590	0,5810	0,0540	0,7720	0,6050	0,4550	0,4350	0,4100	0,3470	0,3780	0,3120	0,3170
Min. p-valor de la correlación residual ² . . .	0,1300	0,0540	0,6920	0,2080	0,3900	0,0670	0,5770	0,0670	0,4050	0,4580	0,4700	0,6170	0,5330	0,3940	0,5970	0,3650
P-valor Arch LM test orden 1	0,9468	0,9605	0,6939	0,8086	0,9927	0,7792	0,7142	0,8854	0,6800	0,6990	0,7072	0,9944	0,7308	0,6847	0,7504	0,5423
P-valor Arch LM test orden 2	0,1351	0,7390	0,9213	0,8073	0,8212	0,3374	0,5773	0,2152	0,7717	0,7453	0,7971	0,8059	0,8184	0,7674	0,8359	0,7452
P-valor Arch LM test orden 3	0,2515	0,8970	0,9826	0,8840	0,9410	0,5284	0,7151	0,3541	0,9085	0,5966	0,9173	0,7095	0,9271	0,7755	0,9364	0,8170
P-valor Arch LM test orden 4	0,3687	0,9587	0,7586	0,7994	0,4218	0,1274	0,7480	0,1007	0,4369	0,4800	0,5019	0,6690	0,5633	0,6574	0,6253	0,6663
AIC individuales	-2,4760	-3,2606	-2,3577	-2,8900	-2,3191	-2,5145	-2,5278	-2,2411	-2,3760	-1,3614	-2,3474	-1,2828	-2,3287	-1,3096	-2,3145	-1,3458
AIC sistema	-5,7366	-5,2477	-4,8336	-4,8336	-4,7689	-4,7689	-3,7374	-3,7374	-3,6301	-3,6301	-3,6301	-3,6301	-3,6301	-3,6301	-3,6301	-3,6301

ANEXO B (continuación)

Selección y estimación del VAR

CUADRO B1 (continuación)

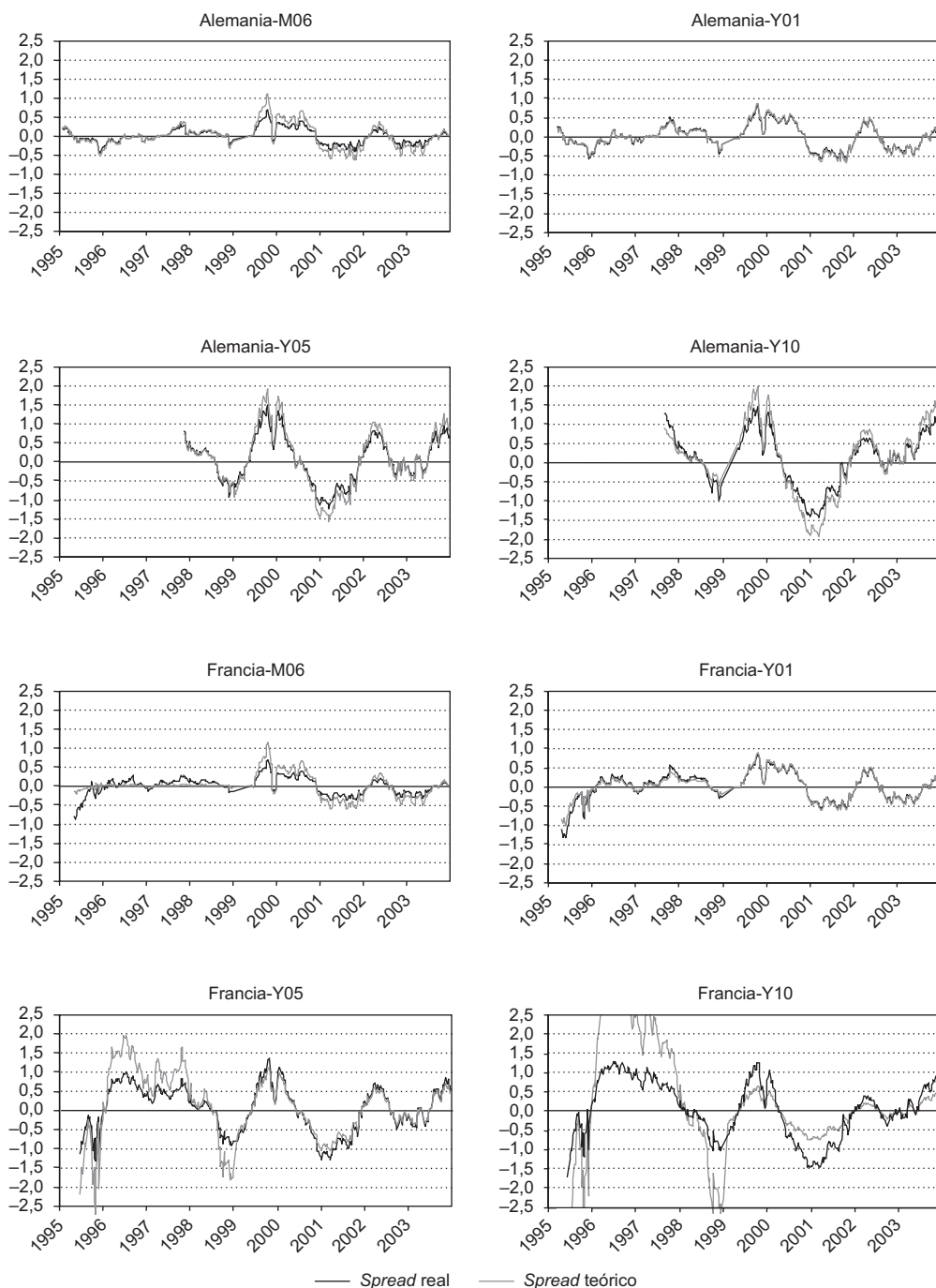
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS SELECCIONADOS

	Δr_{m01}	S_{m03}	Δr_{m01}	S_{m06}	Δr_{m01}	S_{m09}	Δr_{m01}	S_{y01}	Δr_{m01}	S_{y03}	Δr_{m01}	S_{y05}	Δr_{m01}	S_{y07}	Δr_{m01}	S_{y10}
Italia - pre-UEM 1995-1998																
Orden del GARCH y retardos del VAR . . .		g1p4		g1p5		g1p3		g1p3								
Min. p-valor de la correlación residual . . .	0,2940	0,6670	0,3220	0,1350	0,0980	0,0910	0,2000	0,5010								
Min. p-valor de la correlación residual ² . . .	0,2050	0,4520	0,1990	0,3500	0,0740	0,4470	0,0560	0,9830								
P-valor Arch LM test orden 1	0,2096	0,4568	0,2029	0,7137	0,0767	0,8461	0,0579	0,9931								
P-valor Arch LM test orden 2	0,4053	0,6549	0,3607	0,3532	0,1519	0,9786	0,1237	0,9832								
P-valor Arch LM test orden 3	0,5472	0,7686	0,5593	0,3480	0,2821	0,4639	0,2419	0,9915								
P-valor Arch LM test orden 4	0,7894	0,8497	0,7508	0,2497	0,3700	0,6041	0,3472	0,9931								
AIC individuales	-0,6845	-2,4976	-0,6904	-1,8118	-0,6756	-0,8944	-0,6804	-1,3958								
AIC sistema	-3,1821		-2,5022		-1,5700		-2,0762									
Italia - post-UEM 1999-2003																
Orden del GARCH y retardos del VAR . . .		g3p23		g3p24		g2p14		g2p16								
Min. p-valor de la correlación residual . . .	0,6680	0,4030	0,8430	0,4860	0,5590	0,5810	0,0540	0,7720								
Min. p-valor de la correlación residual ² . . .	0,1300	0,0540	0,6920	0,2080	0,3900	0,0670	0,5770	0,0670								
P-valor Arch LM test orden 1	0,9468	0,9605	0,6939	0,8086	0,9927	0,7792	0,7142	0,8854								
P-valor Arch LM test orden 2	0,1351	0,7390	0,9213	0,8073	0,8212	0,3374	0,5773	0,2152								
P-valor Arch LM test orden 3	0,2515	0,8970	0,9826	0,8840	0,9410	0,5284	0,7151	0,3541								
P-valor Arch LM test orden 4	0,3687	0,9587	0,7586	0,7994	0,4218	0,1274	0,7480	0,1007								
AIC individuales	-2,4760	-3,2606	-2,3577	-2,8900	-2,3191	-2,5145	-2,5278	-2,2411								
AIC sistema	-5,7366		-5,2477		-4,8336		-4,7689									
Reino Unido - pre-UEM 1995-1998																
Orden del GARCH y retardos del VAR . . .		g1p4		g1p6		g1p5		g1p5		g1p5		g1p5		g1p6		
Min. p-valor de la correlación residual . . .	0,1810	0,9100	0,2020	0,9360	0,1690	0,8880	0,1680	0,9170	0,0940	0,7020	0,0950	0,8620	0,1820	0,7050		
Min. p-valor de la correlación residual ² . . .	0,3120	0,2660	0,0840	0,5840	0,4240	0,0990	0,4410	0,3040	0,4750	0,4380	0,4110	0,2010	0,3760	0,3160		
P-valor Arch LM test orden 1	0,9539	0,2707	0,9490	0,5878	0,9159	0,6449	0,8732	0,4369	0,9845	0,8569	0,9623	0,9637	0,8699	0,3200		
P-valor Arch LM test orden 2	0,8730	0,5153	0,8893	0,7797	0,9774	0,9047	0,9807	0,7242	0,9982	0,9741	0,9897	0,9994	0,9382	0,5570		
P-valor Arch LM test orden 3	0,9360	0,7303	0,9469	0,9085	0,9973	0,7682	0,9970	0,4442	0,9828	0,9943	0,9793	0,9626	0,9317	0,6046		
P-valor Arch LM test orden 4	0,7978	0,8611	0,9306	0,8885	0,9528	0,5704	0,9443	0,3592	0,9327	0,9879	0,9399	0,9772	0,9185	0,6222		
AIC individuales	-2,2696	-2,7852	-2,2742	-2,2507	-2,2322	-2,1547	-2,2219	-1,9654	-2,1866	-1,1886	-2,1711	-1,0782	-2,1692	-1,0904		
AIC sistema	-5,0548		-4,5249		-4,3869		-4,1873		-3,3751		-3,2493		-3,2596			
Reino Unido - post-UEM 1999-2003																
Orden del GARCH y retardos del VAR . . .		g2p13		g2p10		g2p10		g2p12		g2p15		g1p19		g1p17		
Min. p-valor de la correlación residual . . .	0,1360	0,8470	0,0670	0,5670	0,4950	0,6910	0,6980	0,2800	0,1710	0,9340	0,1160	0,6690	0,0740	0,9440		
Min. p-valor de la correlación residual ² . . .	0,3800	0,1040	0,7360	0,4000	0,7040	0,2410	0,7170	0,4040	0,0880	0,1190	0,1290	0,2050	0,1530	0,4860		
P-valor Arch LM test orden 1	0,8611	0,8048	0,9848	0,4040	0,7878	0,2443	0,8635	0,8583	0,0975	0,4639	0,5655	0,4408	0,3511	0,4924		
P-valor Arch LM test orden 2	0,3872	0,4097	0,8675	0,6604	0,7070	0,4684	0,7210	0,9584	0,1882	0,6274	0,2349	0,6968	0,1459	0,6059		
P-valor Arch LM test orden 3	0,4247	0,1035	0,9566	0,6650	0,8689	0,6581	0,8756	0,9906	0,1290	0,7810	0,3862	0,8469	0,1845	0,7886		
P-valor Arch LM test orden 4	0,5900	0,1684	0,9877	0,8190	0,7970	0,8224	0,9408	0,9975	0,1057	0,8686	0,2661	0,6860	0,2984	0,5656		
AIC individuales	-2,3342	-3,2165	-2,3131	-2,4967	-2,3038	-2,0765	-2,2620	-1,7830	-2,2811	-1,0360	-2,3186	-1,0498	-2,2554	-1,0732		
AIC sistema	-5,5507		-4,8099		-4,3804		-4,0451		-3,3172		-3,3684		-3,3286			

FUENTE: Elaboración propia.

ANEXO C

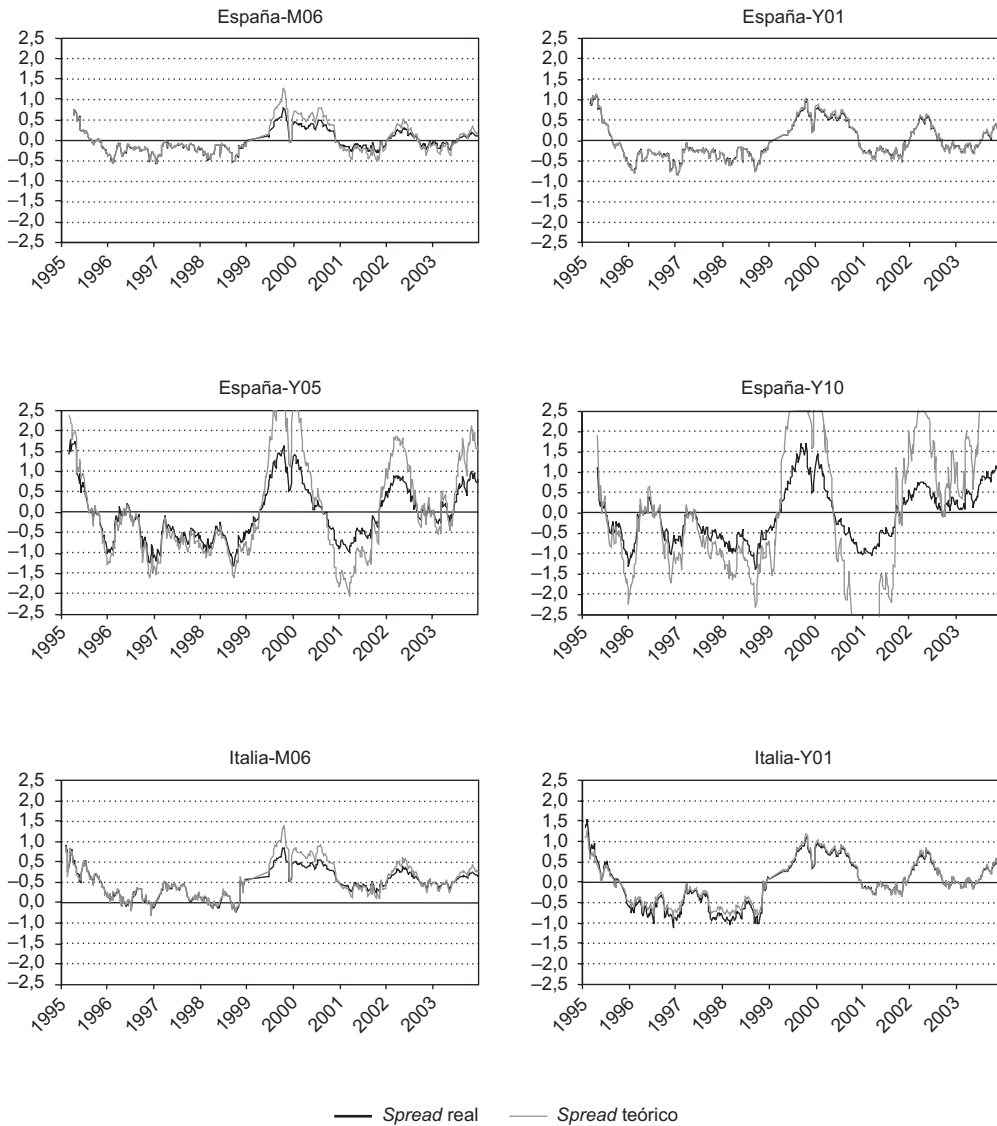
Evolución del *spread* real y teórico, a corto, medio y largo plazo en los países analizados



NOTA: Se muestra la evolución de los *spread*, en %, a seis meses (M06) y a uno, cinco y diez años (Y01, Y05 e Y10) (tan sólo a seis meses y un año en el caso de Italia).
 FUENTE: Elaboración propia.

ANEXO C (continuación)

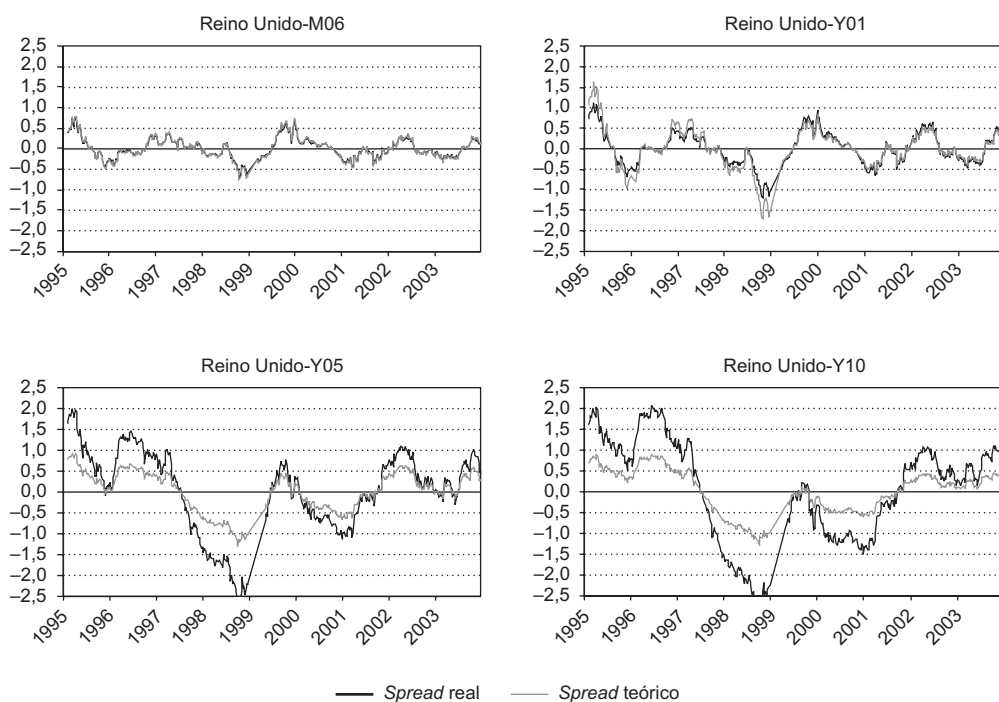
Evolución del *spread* real y teórico, a corto, medio y largo plazo en los países analizados



NOTA: Se muestra la evolución de los *spread*, en %, a seis meses (M06) y a uno, cinco y diez años (Y01, Y05 e Y10) (tan sólo a seis meses y un año en el caso de Italia).
 FUENTE: Elaboración propia.

ANEXO C (continuación)

Evolución del *spread* real y teórico, a corto, medio y largo plazo en los países analizados



NOTA: Se muestra la evolución de los *spread*, en %, a seis meses (M06) y a uno, cinco y diez años (Y01, Y05 e Y10) (tan sólo a seis meses y un año en el caso de Italia).
FUENTE: Elaboración propia.