

# TRIBUNA DE ECONOMÍA

Todos los artículos publicados en esta sección son sometidos  
a un proceso de evaluación externa anónima



Paz Rico Belda\*

# EL PROCESO DE TRANSMISIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA A LA ESTRUCTURA TEMPORAL DE LOS TIPOS DE INTERÉS EN ESPAÑA

*Este trabajo analiza el grado y la velocidad de respuesta de la estructura temporal de los tipos de interés en España a variaciones del tipo de interés oficial. Para ello se especifica y estima un modelo de corrección de error que tiene en cuenta la anticipación de las acciones de política monetaria, permitiendo obtener un estimador eficiente de la relación de largo plazo. Los resultados obtenidos indican que los tipos de interés descuentan con antelación los movimientos de política monetaria. Asimismo, las acciones de la política monetaria se transmiten rápida y completamente a los tipos monetarios, mientras que en los tipos a más largo plazo la transmisión no es completa, aunque la velocidad de transmisión ha aumentado desde 1999.*

**Palabras clave:** política monetaria, anticipación, modelo de corrección de error.

**Clasificación JEL:** G.

## 1. Introducción

El mecanismo de transmisión de la política monetaria resulta de suma importancia puesto que permite entender la interacción entre el sector real y el monetario de la economía. Aunque el mecanismo de transmisión de la política monetaria incluye varios canales<sup>1</sup>, la mayor parte de los economistas consideran que el

canal del tipo de interés es el principal mecanismo a través del cual la política monetaria afecta a la actividad económica.

De acuerdo con Mishkin (1995), el canal del tipo de interés consiste en el tradicional efecto keynesiano por el que la política monetaria se trasmite, a través de las expectativas y de las condiciones de liquidez, a la estructura temporal de los tipos de interés nominal y real, e indirectamente a los planes de consumo y de inversión de los consumidores y empresas no financieras. El interés de este trabajo recae en la transmisión de las acciones de política monetaria a los tipos de interés del mercado

---

\* Departamento de Análisis Económico. Universidad de Valencia. Una versión preliminar de este trabajo fue publicada como *Working Paper* del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

El autor desea agradecer a uno de los evaluadores del trabajo sus interesantes y valiosas sugerencias. No obstante, cualquier error es solo responsabilidad del autor.

Versión de febrero de 2012.

---

<sup>1</sup> El canal del tipo de interés, del crédito, del tipo de cambio, del precio de otros activos y de las expectativas.

monetario, así como a los tipos de interés a más largo plazo, que determinan las decisiones de inversión y ahorro de los agentes económicos. En el mecanismo de transmisión de la política monetaria resulta especialmente crítico el grado y velocidad por el que una variación del tipo de interés de corto plazo se transmite a los tipos que determinan las decisiones de los agentes económicos. Analizar el grado y velocidad de respuesta de los tipos de interés a un *shock* de política monetaria resulta esencial para conocer la efectividad del mecanismo de transmisión de la política monetaria.

En general, el mecanismo por el que los impulsos monetarios de la autoridad monetaria influyen sobre los tipos de interés de los mercados financieros es complejo, puesto que depende de la naturaleza y el grado de competencia del sistema financiero, de la estructura de financiación de corto y largo plazo de los agentes económicos, y de la percepción que los mercados financieros tengan del carácter más o menos transitorio de la política monetaria. La respuesta y velocidad de transmisión de una decisión de política monetaria puede no ser uniforme entre los distintos mercados o activos financieros.

La evidencia empírica en general, y la de los países europeos en particular, permite concluir que el proceso de transmisión es lento, no es completo y existen diferencias significativas entre activos financieros, así como entre países<sup>2</sup>. A pesar de la existencia de abundante literatura empírica al respecto, no se ha investigado con demasiada profundidad la anticipación de la política monetaria. Hay que tener en cuenta que si los mercados financieros anticipan las acciones de política monetaria, un cambio futuro en el tipo de interés oficial será descontado por los mercados antes de que tenga lugar. No considerar que los mercados anticipan los futuros movimientos de los tipos de interés oficiales distorsiona la percepción del proceso de transmisión de la

política monetaria. Por otro lado, la evidencia empírica para nuestro país no va más allá de finales de los años noventa o principios de la década anterior. Los trabajos más recientes se centran en el área del euro y no proporcionan evidencia concreta para España.

En este trabajo se va a profundizar en las peculiaridades propias del mecanismo de transmisión de las acciones de política monetaria a la estructura temporal de los tipos de interés en España<sup>3</sup>. La metodología seguida en este trabajo, basada en la de Phillips y Loretan (1991), permite tener en cuenta, explícitamente, los efectos de futuras acciones de política monetaria. En concreto, el objetivo de este trabajo es examinar el mecanismo de transmisión de una variación del tipo oficial en los mercados interbancario y de deuda pública. Para ello se utiliza datos de los tipos de interés de estos mercados durante el período que abarca desde enero de 1989 hasta diciembre de 2008. Durante este período se produjo el establecimiento de la Unión Monetaria Europea (UME), lo que supuso una cesión del control de la política monetaria de los países implicados, entre ellos España, al Banco Central Europeo. Por esta razón, interesa comprobar si este hecho tuvo repercusiones en el proceso de transmisión de la política monetaria.

La estructura del trabajo es como sigue: tras esta introducción se expone, en el apartado 2, la metodología econométrica utilizada. A continuación, en el apartado 3 se presentan los datos, y en el apartado 4 la evidencia empírica obtenida. Por último, en el apartado 5 se recogen las principales conclusiones del trabajo.

## 2. Metodología econométrica

El mecanismo de transmisión de los tipos de interés sugiere una relación muy estrecha entre las acciones del banco central y los tipos de interés de mercado. Sin em-

<sup>2</sup> Para una panorámica de la literatura empírica, véase DE BONDT (2005), SORENSEN y WERNER (2006), GROPP *et al.* (2007) y MAROTTA (2009).

<sup>3</sup> La ETTI recoge tipos de interés cupón cero pero en muchos estudios, como en éste, se aproxima la ETTI por los tipos de interés del mercado monetario y por los tipos de interés de la deuda pública.

bargo, mientras hay considerable evidencia de que la política monetaria tiene efectos en los tipos de corto plazo, la relación entre las acciones de la autoridad monetaria y los tipos de largo plazo parece ser más débil y variable.

El mecanismo de transmisión de los tipos de interés descansa en una sencilla versión de la hipótesis de las expectativas de la estructura temporal de los tipos de interés. Según esta hipótesis, los tipos de largo plazo son medias de los tipos de corto plazo corrientes y esperados. Por tanto, la hipótesis de las expectativas implica que la política monetaria afecta a los tipos de largo plazo, influyendo tanto en los tipos de corto plazo como en las expectativas de mercado sobre los tipos futuros. De esta forma, la relación entre las acciones de política monetaria y los tipos de largo plazo no es sencilla, al depender de las expectativas sobre la futura dirección de la política monetaria.

En el contexto de la teoría de la cointegración, la hipótesis de las expectativas implica que los tipos de corto y largo plazo están cointegrados, lo que implica que el diferencial de tipos es una variable estacionaria y existe un modelo de corrección de error (MCE) que caracteriza la dinámica de los tipos de interés. Por tanto, la cointegración y el MCE son una forma natural de analizar la relación entre los tipos de interés de mercado y el tipo oficial. De esta forma, siguiendo el enfoque estándar en la literatura, se va a especificar un MCE que recoge la dinámica a corto plazo y la relación a largo plazo entre los tipos de interés de mercado y el tipo oficial establecido por la autoridad monetaria.

Para muchos bancos centrales, el tipo de interés con vencimiento a muy corto plazo del mercado monetario refleja la ejecución de la política monetaria. Tras decidir la acción de política monetaria, la autoridad monetaria trata de mantener los tipos de interés de corto plazo del mercado monetario en niveles acordes con su decisión. Por tanto, el tipo de interés a un día del mercado interbancario puede ser considerado como *proxy* del tipo oficial de la autoridad monetaria (Burgstaller, 2005 y Mojon, 2000). Hay que considerar, además, que el tipo de interés a un día del mercado

interbancario constituye un ancla en las expectativas, sobre las que se forman los tipos de interés en los restantes plazos del mercado interbancario.

En este trabajo para abordar la relación entre las acciones de política monetaria y los tipos de interés de mercado<sup>4</sup> se analiza, en primer lugar, si los tipos de interés de mercado están cointegrados con el tipo interbancario a un día, en cuyo caso se mueven conjuntamente en el largo plazo. En caso de cointegración, se especifica y estima un MCE que permite, entre otras cosas, contrastar si la transmisión de la política monetaria a largo plazo es completa o no. Asimismo, el MCE proporciona la respuesta impulso ante un *shock* monetario, el efecto máximo de la acción de política monetaria y el tiempo necesario para alcanzar dicho efecto máximo.

A largo plazo la relación entre el tipo de interés oficial y los tipos de mercado vendrá determinada por la siguiente expresión:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_t + \varepsilon_t \quad [1]$$

donde:  $R_t$  es el tipo de interés de mercado en  $t$ ,  $r_t$  es el tipo de interés del mercado interbancario a un día en  $t$ ,  $\varepsilon_t$  es el término de perturbación ruido blanco, y  $\alpha_0$  y  $\alpha_1$  son los parámetros del modelo. Siguiendo a Rousseeau (1985),  $\alpha_0$  recoge el *markup* constante y  $\alpha_1$  el grado de respuesta de los tipos de interés de mercado en el largo plazo. El ajuste a largo plazo es completo cuando  $\alpha_1$  es igual a uno.

La ecuación [1] puede estimarse por mínimos cuadrados, lo que proporciona un estimador superconsistente del efecto a largo plazo. El problema con este procedimiento, propuesto por Engle y Granger (1987), es que, al no considerar la dinámica del proceso generador (PGD) de  $R_t$  y  $r_t$ , el estimador no tiene una distribución asintótica estándar. Esto imposibilita poder contrastar, válidamente, si la respuesta de los tipos de interés a la política monetaria es completa o no.

<sup>4</sup> Se refiere a los tipos del mercado interbancario y de deuda pública.

Asimismo, el estimador mínimo cuadrático no es asintóticamente insesgado y este sesgo, en muestras finitas, puede ser elevado y persistente (Stock, 1987; Phillips y Loretan, 1991 y Barnejee *et al.* 1993). Por tanto, en muestras finitas, el sesgo puede llevar a incorrectas afirmaciones respecto a la efectividad del mecanismo de política monetaria. En este sentido, Phillips y Loretan (1991) aconsejan incorporar explícitamente la dinámica del PGD (*leads y lags*), lo que permite obtener estimadores asintóticamente normales e insesgados, que se comportan bien en muestras pequeñas.

Generalmente, en la literatura se ha venido considerando que la dinámica del tipo de interés de mercado viene determinada por la siguiente expresión<sup>5</sup>:

$$R_t = \beta_0 + \gamma_0 r_t + \gamma_1 r_{t-1} + \beta_1 R_{t-1} + v_t \quad [2]$$

que puede reparametrizarse de la siguiente forma:

$$\Delta R_t = \gamma_0 \Delta r_t + \delta [R_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 r_{t-1}] + v_t \quad [3]$$

lo que puede ser interpretado en términos de MCE<sup>6</sup>.  $\gamma_0$  es el efecto impacto. Si su valor es menor que uno indica que el ajuste no es completo a corto plazo. El efecto a largo plazo  $\alpha_1$  es igual a

$$\frac{\gamma_0 + \gamma_1}{1 - \beta_1}$$

y el *markup*  $\alpha_0$  es igual a

$$\frac{\beta_0}{1 - \beta_1}$$

$\delta = (\beta_1 - 1)$  es la velocidad de ajuste al equilibrio. Cabe esperar que el signo de  $\delta$  sea negativo debido a que los tipos de interés revierten a su media. En caso

de cointegración este parámetro será estadísticamente significativo. Si los tipos no están cointegrados, la especificación en primeras diferencias recogerá la dinámica del tipo de interés de mercado sin riesgo de regresión espuria.

$$\frac{\gamma_0 - \alpha_1}{\delta \alpha_1}$$

es el retardo medio de ajuste de los tipos de interés a una acción de política monetaria<sup>7</sup> (Hendry, 1995). En concreto, este valor indica el número de retardos, por término medio, necesarios para alcanzar el equilibrio.

El modelo [3] puede generalizarse, recogiendo dinámicas de  $R_t$  y  $r_t$  más complejas.

Si en [2] se introduce  $q$  y  $p$  retardos de  $R_t$  y  $r_t$ , respectivamente, el multiplicador a largo plazo vendría determinado por

$$\alpha_1 = \frac{\sum_{i=0}^p \gamma_i}{1 - \sum_{i=1}^q \beta_i};$$

y el *markup*  $\alpha_0$  por

$$\frac{\beta_0}{1 - \sum_{i=1}^q \beta_i}.$$

Además, en este caso el MCE incluiría retardos de  $\Delta R_t$  y  $\Delta r_t$  y podría expresarse:

$$\Delta R_t = \gamma_0 \Delta r_t + \delta [R_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 r_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta r_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \phi_i \Delta R_{t-i} + v_t \quad [4]$$

<sup>5</sup> Suponiendo un único retardo.

<sup>6</sup> El teorema de representación de Granger permite obtener el MCE a partir de la reparametrización del modelo de desequilibrio teniendo en cuenta la relación de largo plazo. Este modelo considera la posibilidad de no estacionariedad y cointegración, evitando la regresión espuria y asegurando la ortogonalidad entre los regresores.

<sup>7</sup> El retardo medio se obtiene como

$$\frac{\gamma_0 - 1}{\delta}$$

cuando el ajuste a largo plazo es completo.

donde  $\delta = \pi - 1$ , siendo  $\pi = \beta_1 + \beta_2 + L + \beta_q$ . Los parámetros  $\phi_i$  y  $\theta_i$  están relacionados, respectivamente, con los coeficientes de los retardos de  $r$  y  $R$  en la dinámica.

Por otro lado, los movimientos anticipados de política monetaria pueden interiorizarse en los tipos de interés de mercado antes incluso de que tenga lugar la acción de política monetaria. Si esto es así, las estimaciones empíricas estarían sesgadas si no se tiene en cuenta este hecho. En este sentido, la metodología que proponen Phillips y Loretan (1991) tiene en cuenta las acciones de política monetaria futuras descontadas en el presente a la hora de estimar la relación de largo plazo<sup>8</sup>.

Además de existir correlación serial en el PGD de  $R_t$  y de  $r_t$ , recogida en [4], también puede existir intertemporalidad, esto es correlación entre los términos de error de los PGD de  $R_t$  y de  $r_t$ , que conlleva estimaciones sesgadas e inferencia no válida si no se tienen en consideración. Si el término de error del PGD de  $R_t$  está correlacionado con el término de error del PGD de  $r_t$ , la obtención de un estimador asintóticamente eficiente conlleva introducir adelantos (*leads*) de  $\Delta r_t$  en la dinámica de  $R_t$  (ver Barnejee, Dolado y Mestre, 1996). Al considerar el *feedback* de los PGD de  $R_t$  y de  $r_t$ , el modelo [4] quedaría ampliado de la siguiente forma:

$$\Delta R_t = \psi_1 \Delta r_t + \delta [R_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 r_{t-1}] + \sum_{i=1}^L \theta_i \Delta r_t + i + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta r_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \phi_i \Delta R_{t-i} + v_t \quad [5]$$

donde  $\psi_1$  es el efecto total a corto plazo, que recoge el efecto impacto ( $\gamma_0$ ) y los efectos adelantados ( $\theta_i$ )<sup>9</sup>, por lo que

<sup>8</sup> SELLON (2002) argumenta que los tipos de interés de mercado parecen anticipar las acciones de política monetaria. Por su parte, LIU *et al.* (2008) consideran que la omisión de la dinámica puede ser un problema, particularmente grave, cuando los tipos de interés se ven influidos por las expectativas sobre los tipos de interés oficiales.

<sup>9</sup> En la estimación se ha obtenido el efecto impacto y los efectos adelantados por separado.

$$\psi_1 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^L \theta_i$$

El efecto a largo plazo ahora vendrá determinado por

$$\alpha_1 = \frac{\sum_{i=0}^p \gamma_i + \sum_{i=1}^L \theta_i}{1 - \sum_{i=1}^q \beta_i}$$

y el retardo medio de ajuste de los tipos de interés por

$$\frac{\psi_1 - \alpha_1}{\delta \alpha_1}$$

De esta forma, del término de error del PGD de  $R_t$  se extrae el efecto de variaciones futuras anticipadas en el tipo de interés oficial. La metodología seguida en este trabajo puede considerarse equivalente al sistema propuesto por Johansen (1988), pero, a diferencia de este último, proporciona un estimador de la relación a largo plazo que explícitamente tiene en cuenta la anticipación de las futuras acciones de política<sup>10</sup>.

El modelo [5] proporciona la estimación de la dinámica de corto plazo y de la relación de largo plazo, que es eficiente y asintóticamente insesgada, garantizando que la inferencia en la relación de largo plazo es válida.

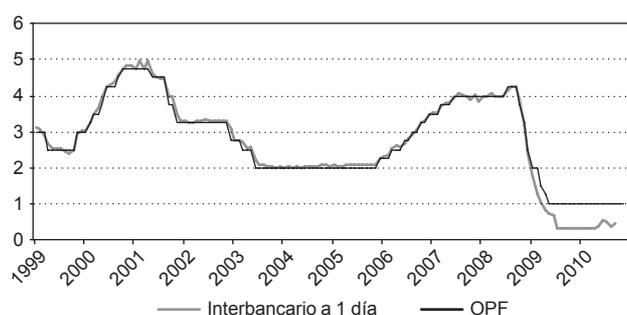
### 3. Descripción de los datos

Como ya se ha indicado, en este trabajo se analiza la transmisión de la política monetaria a los tipos de interés de los mercados interbancario y de deuda pública españoles. Los tipos interbancarios proceden del *Boletín Económico del Banco de España*, mientras que los tipos de interés de la deuda pública han sido obtenidos del *Boletín Estadístico del Banco de España*. Del mer-

<sup>10</sup> A diferencia del procedimiento de Johansen, la metodología de Phillips y Loretan no proporciona un test de cointegración, sino que la asume, lo que conlleva tener que comprobar a priori si se cumple la cointegración.

GRÁFICO 1

**EVOLUCIÓN DEL TIPO INTERBANCARIO A UN DÍA Y DEL TIPO DE LAS OPERACIONES DE FINANCIACIÓN DEL BANCO CENTRAL EUROPEO (OPF)**



FUENTE: Boletín Económico del Banco de España.

cado interbancario se ha considerado el tipo de interés a tres meses y a un año. En este trabajo, como proxy del tipo de interés oficial se ha seleccionado el tipo de interés interbancario a un día. Esta selección responde al hecho de que este tipo se encuentra fuertemente correlacionado con el tipo oficial. No obstante, como puede apreciarse en el Gráfico 1, a partir de 2009 el comportamiento del interbancario a un día se aleja del tipo oficial, debido a las tensiones experimentadas en el mercado interbancario, como consecuencia de la crisis de liquidez y confianza. Por este motivo, el período muestral seleccionado finaliza en diciembre de 2008<sup>11</sup>.

Del mercado de deuda pública, los tipos de interés considerados han sido el tipo de interés de las letras a un año, de los bonos a tres años y de los bonos a diez años. Los datos son mensuales y abarcan el período desde enero de 1989 a diciembre de 2008. No obstante, el período muestral para los tipos de interés de los bonos a diez años comienza en noviembre de 1991.

El Cuadro 1 recoge los estadísticos descriptivos de cada uno de los tipos de interés en niveles y en prime-

<sup>11</sup> Se reserva el período enero 2009 – diciembre 2010 para analizar la capacidad predictiva del modelo fuera de la muestra.

CUADRO 1

**ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS**

	Series en niveles					
	Mercado Interbancario			Deuda pública		
	1 día	3 meses	1 año	Letras	Bonos 3 años	Bonos 10 años
Media.....	6,666	6,819	6,898	6,457	6,878	6,385
Desviación típica ..	4,448	4,475	4,427	4,090	4,071	2,849
Máximo.....	15,666	15,979	15,896	14,380	15,030	13,050
Mínimo.....	1,976	2,026	2,032	1,830	2,170	3,090
Asimetría.....	0,746	0,768	0,774	0,692	0,687	0,907
Curtosis.....	2,061	2,120	2,138	1,968	1,920	2,294
Bera-Jarque.....	31,071	31,344	31,419	29,796	30,523	32,514
ADF	$\eta_{\mu}=-1,292$	$\eta_{\mu}=-1,602$	$\eta_{\mu}=-1,694$	$\eta_{\mu}=-1,374$	$\eta_{\mu}=-1,424$	$\eta_{\mu}=-2,01$
PP	$\eta_{\mu}=-1,081$	$\eta_{\mu}=-1,333$	$\eta_{\mu}=-1,393$	$\eta_{\mu}=-1,109$	$\eta_{\mu}=-1,217$	$\eta_{\mu}=-2,433$
DF-GLS	$\eta_{\tau}=-1,755$	$\eta_{\tau}=-1,389$	$\eta_{\tau}=-1,620$	$\eta_{\tau}=-2,073$	$\eta_{\tau}=-1,816$	$\eta_{\tau}=-1,479$

	Series en primeras diferencias					
	Mercado Interbancario			Deuda pública		
	1 día	3 meses	1 año	Letras	Bonos 3 años	Bonos 10 años
Media.....	-0,048	-0,043	-0,044	-0,042	-0,040	-0,036
Desviación típica ..	0,338	0,300	0,296	0,273	0,295	0,249
Máximo.....	1,124	0,954	0,977	0,890	0,720	0,750
Mínimo.....	-1,981	-1,745	-1,554	-1,110	-0,940	-0,780
Asimetría.....	-1,291	-0,854	-0,775	-0,731	-0,228	0,026
Curtosis.....	10,664	8,813	7,206	5,460	3,470	3,728
Bera-Jarque.....	654,088	367,078	200,922	81,884	4,282	4,551
ADF	$\eta_{n}=-5,538$	$\eta_{n}=-5,869$	$\eta_{n}=-5,907$	$\eta_{n}=-8,360$	$\eta_{n}=-5,616$	$\eta_{n}=-5,446$
PP	$\eta_{n}=-14,914$	$\eta_{n}=-11,996$	$\eta_{n}=-10,126$	$\eta_{n}=-8,402$	$\eta_{n}=-9,985$	$\eta_{n}=-14,179$
DF-GLS	$\eta_{\tau}=-4,197$	$\eta_{\tau}=-2,889$	$\eta_{\tau}=-2,795$	$\eta_{\tau}=-2,796$	$\eta_{\tau}=-2,812$	$\eta_{\tau}=-3,018$

NOTAS: ADF=Augmented Dickey-Fuller test; PP=Phillips-Perron test; y DF-GLS= Dickey-Fuller test with GLS detrending. Los subíndices significan  $\tau$ =tendencia,  $\mu$ =constante y  $n$ =ni constante ni tendencia. Valores críticos del contraste de ADF y PP:

	$\eta_n$	$\eta_{\mu}$	$\eta_{\tau}$
5%	-1,94	-2,87	-3,43
10%	-1,61	-2,57	-3,14

Valores críticos del contraste de DF-GLS:

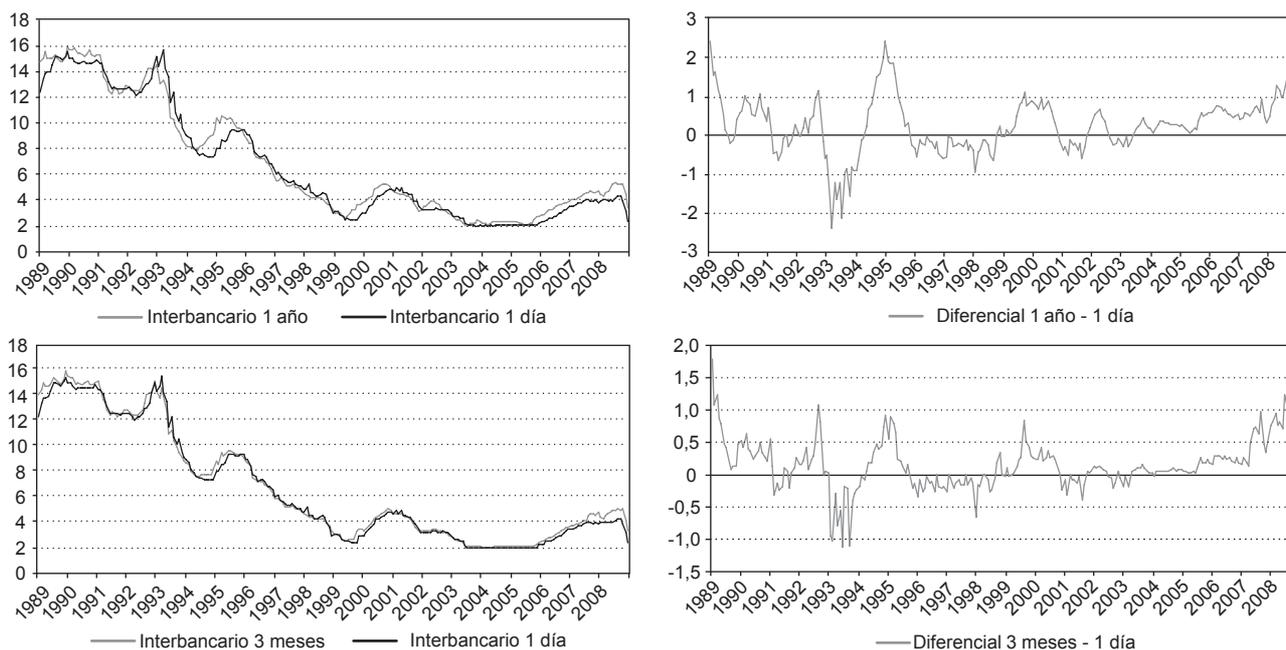
	$\eta_{\mu}$	$\eta_{\tau}$
5%	-1,94	-2,92
10%	-1,62	-2,62

FUENTE: Banco de España y elaboración propia.

ras diferencias. Como puede comprobarse, los tipos de interés medios del mercado interbancario y de deuda son bastante similares al tipo medio del interbancario a un día. Ninguno de los tipos de interés considerados se distribuye como una normal. Finalmente, los kontras-

GRÁFICO 2

TIPOS DE INTERÉS DEL MERCADO INTERBANCARIO



FUENTE: Banco de España.

tes de raíz unitaria<sup>12</sup> indican que los tipos de interés en niveles son variables integradas de orden uno, mientras que sus primeras diferencias son estacionarias.

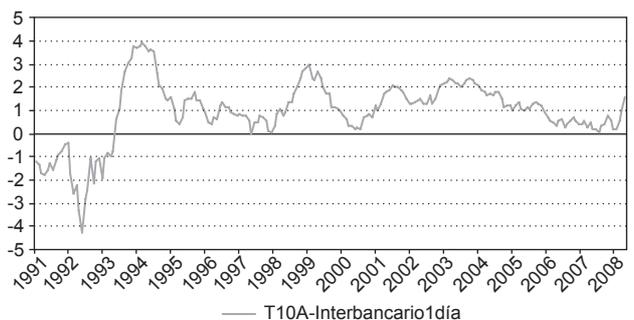
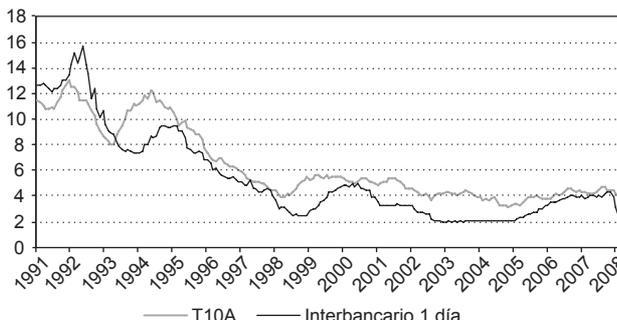
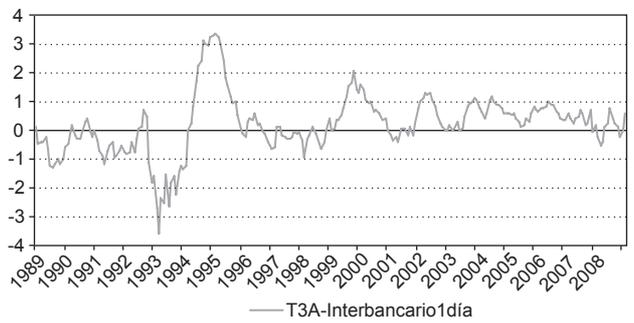
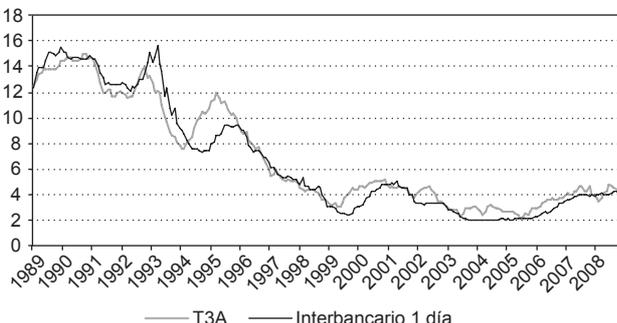
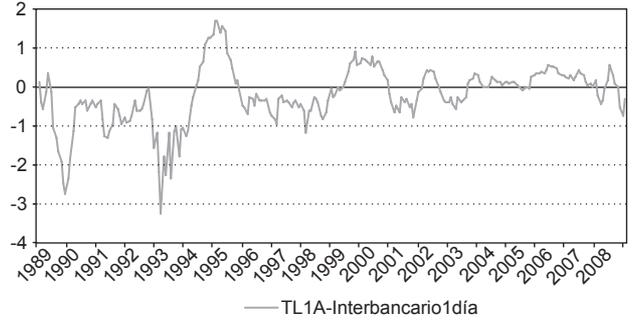
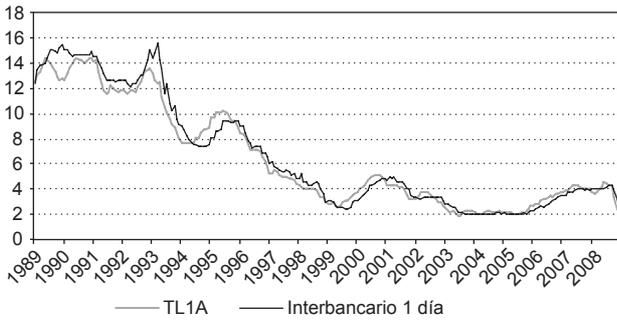
Los Gráficos 2 y 3 recogen la evolución de cada tipo de interés de mercado y el tipo interbancario a un día, así como el diferencial de cada tipo con el interbancario a un día. El Gráfico 2 evidencia que los tipos de interés del mercado interbancario muestran una evolución similar al tipo interbancario a un día, a la vez que se observa claramente un comportamiento adelantado, reflejando que el mercado descuenta las futuras acciones de política monetaria. El comportamiento adelanta-

do se observa más claramente en el interbancario a un año frente al de tres meses, lo que indica que el factor expectativas es, como cabría esperar, más relevante en los tipos a más largo plazo. En general, los tipos de interés del mercado interbancario presentan una tendencia claramente decreciente, que finaliza a finales de los años noventa. Por su parte, los tipos de interés del mercado de deuda (ver Gráfico 3) presentan también una evolución similar y claramente adelantada respecto del tipo interbancario a un día. Todos ellos presentan una tendencia decreciente, que también desaparece a finales de los años noventa.

Los gráficos de los diferenciales de los tipos de interés del mercado interbancario y de la deuda con respecto al tipo interbancario a un día parecen indicar que el diferencial revierte a su media, lo que supon-

<sup>12</sup> En cada contraste se ha elegido, con el criterio de Schwarz, la mejor especificación de entre las consideradas: sin constante ni tendencia, con constante, y con constante y tendencia.

GRÁFICO 3  
TIPOS DE INTERÉS DE LA DEUDA PÚBLICA



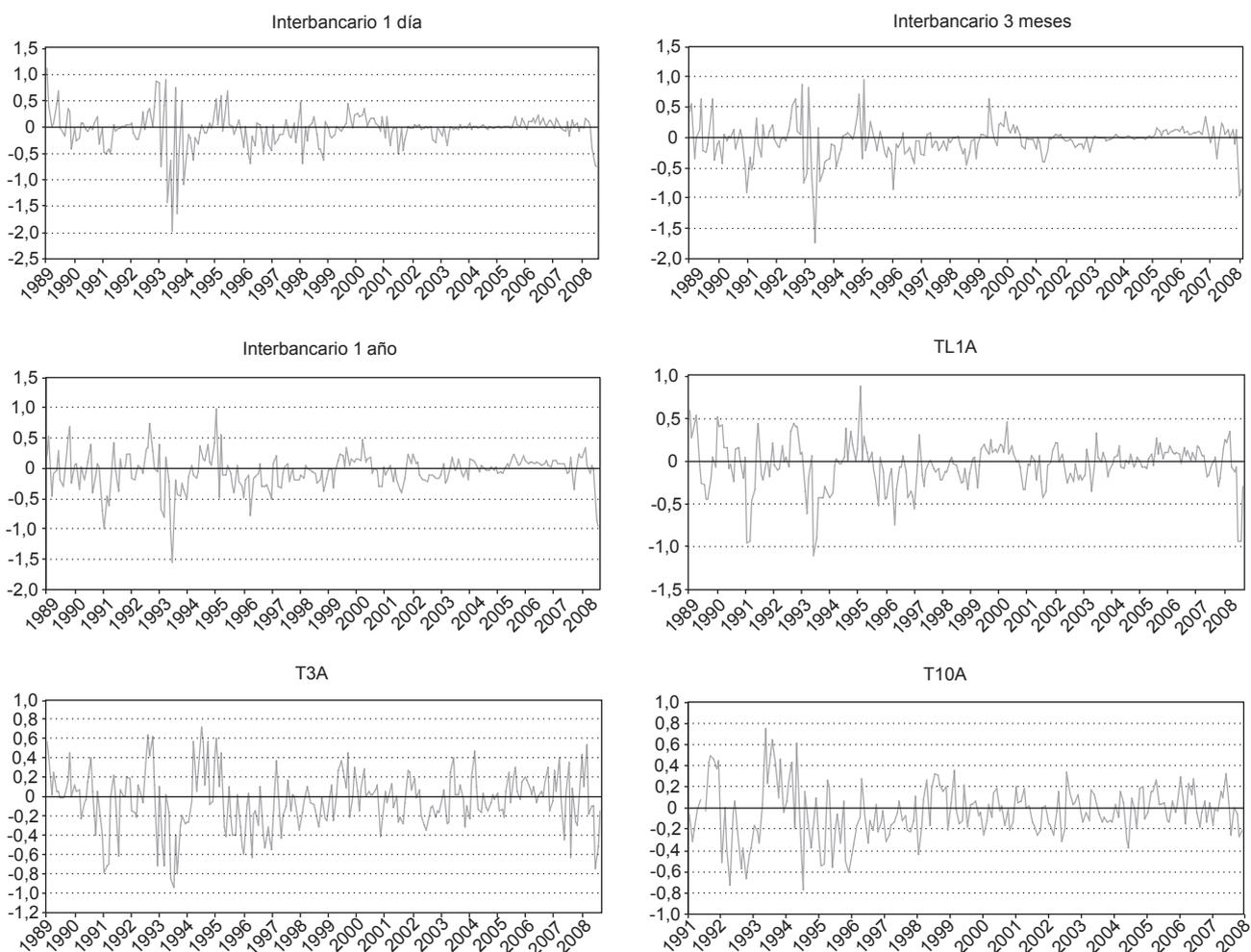
NOTAS: TL1A = tipo de las letras a un año. T3A = tipo de los bonos a tres años. T10A = tipo de los bonos a diez años.  
FUENTE: Banco de España.

dría la existencia de una relación a largo plazo entre el interbancario a un día y los tipos de mercado. Esto se contrasta formalmente con el test de cointegración. A pesar de la relativa estabilidad que presentan los diferenciales, se observa una mayor volatilidad de éstos en la primera mitad de la década de los noventa, coincidiendo con la crisis del tipo de cambio, y al final de la muestra con las crisis de liquidez y confianza, que caracterizaron a los mercados. Por otro lado, del comportamiento de los diferenciales no parece distinguirse un cambio de régimen a partir del establecimiento de la UME.

dría la existencia de una relación a largo plazo entre el interbancario a un día y los tipos de mercado. Esto se contrasta formalmente con el test de cointegración. A pesar de la relativa estabilidad que presentan los diferenciales, se observa una mayor volatilidad de éstos en la primera mitad de la década de los noventa, coincidiendo con la crisis del tipo de cambio, y al final de la muestra con las crisis de liquidez y confianza, que caracterizaron a los mercados. Por otro lado, del comportamiento de los diferenciales no parece distinguirse un cambio de régimen a partir del establecimiento de la UME.

GRÁFICO 4

PRIMERA DIFERENCIA DE LOS TIPOS DE INTERÉS



NOTAS: TL1A = tipo de las letras a un año, T3A = tipo de los bonos a tres años y T10A = tipo de los bonos a diez años.

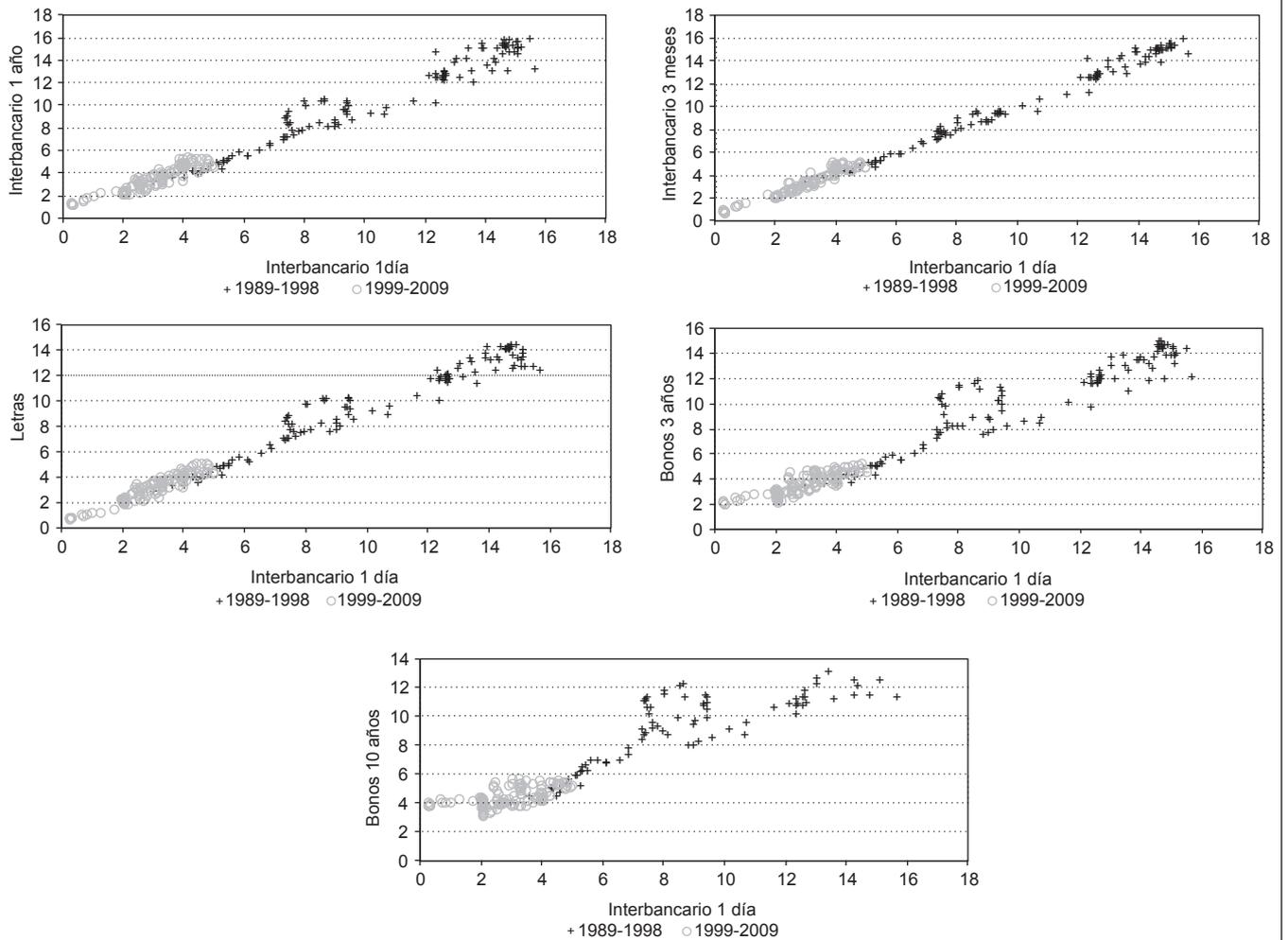
FUENTE: Banco de España.

Nuevamente, los gráficos de la primera diferencia de los tipos de interés del mercado interbancario y de deuda (ver Gráfico 4) permiten observar una mayor volatilidad en la primera parte de la muestra, pudiéndose fechar la reducción de la volatilidad hacia la segunda mitad de la década de los noventa. Asimismo, la

volatilidad de las series se incrementa ligeramente al final de la muestra, coincidiendo con la crisis financiera iniciada en el verano de 2007.

Finalmente, el Gráfico 5 recoge la dispersión entre los distintos tipos de interés considerados y el interbancario a un día. Del mismo puede observarse

### GRÁFICO 5 DISPERSIÓN ENTRE LOS TIPOS DEL MERCADO INTERBANCARIO Y DE DEUDA CON EL INTERBANCARIO A UN AÑO



FUENTE: Banco de España.

el menor nivel medio de los tipos de interés a partir de 1999, respecto del primer subperíodo, por lo que la nube de puntos en el segundo subperíodo aparece más cerca de los ejes. Por otro lado, también se observa la mayor volatilidad que presentan los tipos de interés antes de 1999.

Este gráfico puede considerarse una primera aproximación en el análisis de si se ha producido o no un cambio en la relación a largo plazo entre el tipo oficial y cada uno de los tipos de interés, a partir de la introducción del euro. A este respecto, la observación del gráfico no parece mostrar, en general, un cambio estructural en dicha relación.

**CUADRO 2**  
**TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN**

Mercado interbancario											
<i>Interbancario 3 meses</i>					<i>Interbancario 1 año</i>						
	Valor propio	Estadístico traza	Valor crítico	Estadístico máximo	Valor crítico		Valor propio	Estadístico traza	Valor crítico	Estadístico máximo	Valor crítico
r=0	0,3622	109,28	20,26	102,55	15,89	r=0	0,3099	91,11	20,26	84,58	15,89
r≤1	0,0291	6,73	9,16	6,73	9,16	r≤1	0,0282	6,53	9,16	6,53	9,16

Mercado de deuda											
<i>Letras</i>					<i>Bonos 10 años</i>						
	Valor propio	Estadístico traza	Valor crítico	Estadístico máximo	Valor crítico		Valor propio	Estadístico traza	Valor crítico	Estadístico máximo	Valor crítico
r=0	0,1876	51,58	20,26	47,36	15,89	r=0	0,1075	24,96	20,26	21,84	15,89
r≤1	0,0183	4,21	9,16	4,21	9,16	r≤1	0,0161	3,13	9,16	3,13	9,16

<i>Bonos 3 años</i>					
	Valor propio	Estadístico traza	Valor crítico	Estadístico máximo	Valor crítico
r=0	0,0737	20,74	20,26	17,45	15,89
r≤1	0,0143	3,29	9,16	3,29	9,16

**FUENTE:** Banco de España y elaboración propia.

#### 4. Resultados empíricos

En el apartado anterior se comprobó que todos los tipos de interés son variables integradas de orden uno. El siguiente paso es contrastar si los tipos de mercado están cointegrados con el tipo interbancario a un día.

De acuerdo con los resultados del contraste de Johansen, presentados en el Cuadro 2, los tipos de interés del mercado interbancario y deuda están cointegrados con el tipo de interés interbancario a un día y por tanto existe una relación a largo plazo entre ellos. El Cuadro 3 recoge los resultados del contraste de Gregory y Hansen (1996) que permite contrastar la hipótesis nula de no cointegración frente a la hipótesis de cointegración con cambio estructural endógeno. La razón de hacer dicho contraste es comprobar si el establecimiento de la UME supuso un cambio en

la relación a largo plazo entre los tipos de interés de mercado y el interbancario a un día. Los resultados indican que no se puede rechazar la hipótesis de no cointegración, por lo que se rechaza la existencia de cambio estructural en la relación de largo plazo.

Confirmada la cointegración entre los tipos de interés, el siguiente paso ha sido estimar la ecuación [5] que permite obtener la dinámica de cada uno de los tipos de interés y la relación a largo plazo con el interbancario a un día. Los resultados de dicha estimación, para cada uno de los tipos de interés considerados, aparecen recogidos en el Cuadro 4. Se ha incluido un máximo de tres *leads* del tipo de interés a un día. La introducción de retardos del tipo de interés de mercado, o del interbancario a un día en la ecuación, se ha hecho si los residuos indicaban la existencia de autocorrelación. Por otro lado, los resi-

## CUADRO 3

## TEST DE COINTEGRACIÓN CON CAMBIO DE RÉGIMEN DE GREGORY Y HANSEN

Mercado interbancario				
	Interbancario 3 meses		Interbancario 1 año	
	Estadístico	Breakpoint	Estadístico	Breakpoint
ADF .....	-4,5440	2005.11	-4,9588	1993.12
Z <sub>t</sub> .....	-2,1831	1991.11	-2,2192	1991.11
Z <sub>α</sub> .....	-1,7443	1991.11	-1,9200	1991.11
Mercado de deuda				
	Letras		Bonos 10 años	
	Estadístico	Breakpoint	Estadístico	Breakpoint
ADF .....	-5,2942	1996.03	-5,5100	1996.09
Z <sub>t</sub> .....	-1,8177	1991.11	-1,8613	1994.04
Z <sub>α</sub> .....	-1,7763	1991.11	-1,4942	1994.04
Bonos 3 años				
	Estadístico	Breakpoint		
ADF .....	-5,1082	1996.07		
Z <sub>t</sub> .....	-1,6967	1991.11		
Z <sub>α</sub> .....	-1,5843	1991.11		

NOTAS: Valores críticos de los estadísticos (Tabla 1 de Gregory y Hansen 1996): ADF y Z<sub>t</sub> -4,61; Z<sub>α</sub> -47,04.

FUENTE: Banco de España y elaboración propia.

duos presentaban esquema *arch* en su varianza, por lo que se ha procedido a modelizarlos como tal.

El coeficiente  $\alpha_1$  recoge la respuesta a largo plazo y se observa que ésta es completa<sup>13</sup> en el mercado interbancario, mientras que en el mercado de deuda la respuesta no es completa y además se reduce con el vencimiento.

En relación al *mark-up*,  $\alpha_0$ , éste incrementa con el vencimiento de los tipos de interés del mercado interbancario y de deuda. Con respecto a la velocidad de ajuste, ésta es negativa y estadísticamente significativa en todos los tipos de interés, lo que indica que todos ellos revierten a su valor de equilibrio de largo plazo. Por tanto, los tipos de interés se ajustarán hacia arriba cuando se sitúen por debajo del equilibrio

y al contrario. Se observa que tanto en el mercado interbancario como en el de deuda dicha velocidad se reduce con el vencimiento. De esta forma, para el interbancario a tres meses el coeficiente es 0,22, lo que implica que el 22 por 100 del desequilibrio de largo plazo desaparece en un período, frente al 15,25 por 100 del interbancario a un año. Por su parte, en las letras el 14,32 por 100 del desequilibrio de largo plazo desaparece en un período, frente al 4,6 por 100 en los bonos a diez años.

Por lo que se refiere al efecto a corto plazo de la política monetaria, en el interbancario a tres meses una variación unitaria del tipo oficial tiene un efecto impacto del 28,42 por 100, habiéndose previamente adelantado dicho movimiento en casi un 19 por 100. De esta forma, el efecto a corto plazo se sitúa alrededor de un 50 por 100, por lo que el efecto total que la política monetaria tiene sobre el tipo de interés interbancario a tres meses se completa en algo más de dos meses. En el caso del interbancario a un año, éste anticipa con tres meses el 20 por 100 del movimiento de política monetaria, y dado que el efecto impacto es de alrededor de un 22 por 100, el efecto total a corto plazo se sitúa en torno del 42 por 100. Considerando la velocidad de ajuste, el período medio para alcanzar el equilibrio es de algo menos de cuatro meses.

En el mercado de deuda se anticipa los movimientos de política monetaria y el efecto impacto es inexistente en los bonos a largo plazo, mientras que en las letras y en los bonos a tres años se sitúa alrededor del 14 por 100. El período medio de ajuste al equilibrio oscila entre los 4,3 meses de las letras y cerca del año y medio de los bonos a diez años.

Se ha considerado la posibilidad de que el establecimiento de la UME afectase al proceso de transmisión de la política monetaria a los tipos de interés. Hay que tener en cuenta que durante el subperíodo 1989-1998 la competencia de la política monetaria correspondía a las autoridades españolas, mientras que a partir de 1999, con la incorporación de España a la moneda única, la competencia de la política monetaria recayó exclusivamente

<sup>13</sup> El coeficiente es igual a la unidad.

**CUADRO 4**  
**MODELO DE CORRECCIÓN DE ERROR**

	Dinámica a corto plazo								Largo plazo				
	Efecto impacto $\gamma_0$	Efecto adelantado			Velocidad de ajuste $\delta$	RM	R <sup>2</sup>	DW	ARCH(12) Residuos	ARCH(12) Residuos <sup>2</sup>	$\alpha_1$	Markup $\alpha_1$	$\alpha_1=1$ p-value
Interbancario 3 meses	0,2842*	0,1155**	0,1158	0,0786**	-0,2196*	2,3739	0,6351	2,0913	12,2140	1,7146	1,0092*	0,0990*	0,3518
	3,9252	1,6658	1,1532	1,6507	-5,2918						102,6034	2,2480	
Interbancario 1 año	0,2174*	0,0019	0,0143	0,2025*	-0,1525*	3,8050	0,4595	2,0224	15,7740	10,1980	0,9847*	0,3412*	0,4296
	3,0206	0,0230	0,1560	3,7418	-4,9209						51,0782	3,8834	
Letras 1 año	0,1473*	0,0149	-0,0480	0,2077*	-0,1432*	4,2634	0,5079	1,8741	4,2285	7,8900	0,9117*	0,3929*	0,0000
	2,2936	0,1661	-0,6097	4,3325	-4,4832						45,2528	3,4345	
Bonos 3 años	0,1386*	-0,0620	-0,0767	0,2174*	-0,0836*	7,1794	0,3349	1,9528	15,2570	6,6576	0,8902*	0,7820*	0,0224
	2,2867	-0,7447	-0,8486	3,5445	-3,2888						18,6492	3,0849	
Bonos 10 años	0,0473	-0,0963	-0,0755	0,1762*	-0,0460*	16,5206	0,2272	1,7946	11,7410	3,5296	0,7326*	2,0021*	0,0694
	0,58929	-1,1866	-0,95482	3,1765	-2,7014						5,0016	3,2807	

NOTAS: Debajo de cada coeficiente estimado aparece el estadístico t de Student obtenido a partir de la matriz de covarianzas consistente con heterocedasticidad de Bollesrlev-Wooldrige. \* significativo al 5 por 100, \*\*significativo al 10 por 100, RM= retardo medio. El modelo estimado es el modelo [5] del texto:

$$\Delta R_t = (\gamma_0 + \sum_{i=1}^L \theta_i) \Delta r_t + \delta [R_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 r_{t-1}] + \sum_{i=1}^L \theta_i \Delta r_{t+i} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta r_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \phi_i \Delta R_{t-i} + v_t$$

FUENTE: Banco de España y elaboración propia

en manos del Banco Central Europeo. Por esta razón, se ha estimado la ecuación [5], antes y después de 1999, contrastando la hipótesis nula de igualdad de parámetros frente a la hipótesis alternativa de cambio estructural. Para ello, se ha introducido en el modelo, corregido por heterocedasticidad<sup>14</sup>, una variable *dummy*, que toma valor cero hasta diciembre de 1998 y valor uno a partir de enero de 1999. El contraste de estabilidad estructural se ha basado en comprobar que los parámetros antes y después de 1999 son iguales, lo que se ha hecho utilizando el test de Wald. El Cuadro 5 recoge los resultados

para todos los tipos de interés considerados, a excepción de las letras para las cuales no se obtuvo evidencia de cambio estructural.

Del Cuadro 5 se deduce que el establecimiento de la UME introdujo cambios en la dinámica del mercado interbancario y en el segmento a medio y largo plazo del mercado de deuda. Así, se observa que, a partir de 1999, en el mercado interbancario la política monetaria deja de tener efecto impacto a la vez aumenta la anticipación de la acción de política monetaria. Por ejemplo, en el interbancario a tres meses el efecto impacto en el primer subperíodo es del 40 por 100, con un anticipo del 11 por 100, mientras que en el segundo subperíodo no hay efecto impacto pero se anticipa casi el 50 por 100 de la acción de política monetaria. Dado que la

<sup>14</sup> Hay evidencia de que las perturbaciones son heterocedásticas, y por ello se ha considerado la matriz de covarianzas de los estimadores consistente con heterocedasticidad de Bollesrlev-Wooldrige.

**CUADRO 5**  
**MODELO DE CORRECCIÓN DE ERROR CON VARIABLE DUMMY**

		Dinámica a corto plazo						Largo plazo						
		Efecto impacto	Efecto adelantado			Velocidad de ajuste	RM	R <sup>2</sup>	DW	ARCH(12) Residuos	ARCH(12) Residuos <sup>2</sup>	Efecto largo plazo	Markup	$\alpha_1=1$
		$\gamma_0$	$\theta_1$	$\theta_2$	$\theta_3$	$\delta$						$\alpha_1$	p-value	
Interbancario 3 meses	1989-1998	0,4030*	0,1183*	0,0263	0,0853*	-0,2475*	1,9665							
		8,4834	2,0292	0,4684	2,8718	-3,8998								
								0,6301	2,2804	11,5890	5,9568	1,0158*	0,0376*	0,0009
	1999-2008	-0,0108	0,1748*	0,1725	0,1618*	-0,4452*	1,1203					2,1619	2,9014	
		-0,1527	3,0102	2,3568	2,6852	-8,2455								
Interbancario 1 año	1989-1998	0,3501*	-0,1260	-0,0058	0,2199*	-0,1248*	3,4461							
		4,9747	-1,3350	-0,0603	3,7315	-3,3616								
								0,4713	1,9764	16,4030	9,3072	0,9763*	0,3433*	0,2550
	1999-2008	-0,1137	0,3059*	0,0029	0,1858*	-0,2233*	2,2766					46,9561	4,6640	
		-0,9613	2,3874	0,0207	2,3568	-4,6152								
Bonos 3 años	1989-1998	0,2967	-0,1812**	0,0620	0,2016*	-0,0467**	13,3037							
		4,0338	-1,8169	-0,7316	3,3076	-1,9496								
								0,3651	1,9658	20,2980	5,3222	0,8384*	1,0177*	0,0291
	1999-2009	-0,5178*	0,4590*	-0,0466	0,1355	-0,1770*	6,0454					11,3998	4,4075	
		-2,8849	2,4889	-0,2344	1,1503	-3,6657								
Bonos 10 años	1989-1998	0,2061*	-0,2236*	0,0816	0,2230*	-0,0328	-							
		2,1298	-2,4037	-0,9148	3,2053	-1,3025								
								0,2719	1,9133	10,0790	2,6101	0,6981*	2,2551*	0,0058
	1999-2009	-0,4422*	0,2884*	-0,0087	0,0695	-0,0558*	21,8845					3,4391	3,2172	
		-2,8327	2,9341	-0,0601	0,7343	-2,3400								

NOTAS: Debajo de cada coeficiente estimado aparece el estadístico t de *Student* obtenido a partir de la matriz de covarianzas consistente con heterocedasticidad de Bollesrslev-Wooldrige. \* significativo al 5 por 100, \*\*significativo al 10 por 100, RM= retardo medio. El modelo estimado es el modelo [5] del texto:

$$\Delta R_t = (\gamma_0 + \sum_{i=1}^L \theta_i) \Delta r_t + \delta [R_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 r_{t-1}] + \sum_{i=1}^L \theta_i \Delta r_{t+i} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta r_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \phi_i \Delta R_{t-i} + v_t$$

FUENTE: Banco de España y elaboración propia.

velocidad de ajuste aumenta a partir de 1999, el período medio de ajuste pasa de situarse en alrededor de dos meses a algo más de un mes. En el tipo interbancario a un año, el impacto en el primer subperíodo es del 35 por 100 y se anticipa un 22 por 100, mientras que en el segundo subperíodo no hay efecto impacto y se anticipa el 48 por 100 de la acción de la autoridad monetaria. Asimismo, el período medio de ajuste se reduce en el segundo subperíodo frente al primero. En

el interbancario a un año el impacto a largo plazo es completo, mientras que el interbancario a tres meses presenta una ligera sobre reacción.

Por lo que respecta a la deuda, en el segundo subperíodo aumenta la velocidad de ajuste, a la vez que se observa un impacto negativo y una mayor cuantía de la anticipación de las acciones de política monetaria. El período medio de ajuste se reduce, como consecuencia del incremento de la velocidad y de la mayor cuantía de la

anticipación de la política monetaria. No obstante, esta reducción sería mayor si el efecto impacto no fuera negativo. El impacto negativo puede interpretarse en el sentido de que los tipos de interés descuentan movimientos en sentido contrario a las acciones de política monetaria, puesto que esperan que a largo plazo las acciones de política monetaria reviertan. Esto, no obstante, dificulta la labor de la autoridad monetaria puesto que, al anticipar movimientos en sentido contrario, se reduce el control en este segmento de mercado. Un aumento del tipo oficial conlleva una caída de los tipos a largo plazo, puesto que descuentan la reversión de la política, dando una señal contraria a la que desea la autoridad monetaria y, por tanto, dificultando su política. Finalmente, la relación de largo plazo no se ve afectada, pero hay que observar que en el bono a diez años los tipos no estarían cointegrados en el primer período, puesto que la velocidad de ajuste estadísticamente es igual a cero<sup>15</sup>.

De estos resultados puede concluirse que con la autoridad monetaria europea el proceso de transmisión de la política monetaria a los tipos de interés se ha agilizado, como consecuencia de una mayor y mejor señalización de sus actuaciones, lo que permite una mayor anticipación, por parte de los agentes, de la futura política monetaria.

Finalmente, se ha analizado la capacidad predictiva de los modelos estimados dentro y fuera del período muestral, con el doble objetivo de comprobar si predicen adecuadamente y si la crisis de liquidez y confianza distorsionó, y en qué dirección, la evidencia empírica obtenida con estos modelos. Para obtener la predicción para 2009 y 2010 no se ha sustituido el tipo oficial de la autoridad monetaria por el tipo interbancario a un día, puesto que, como se vio en el Gráfico 1, en ese período no puede considerarse una buena *proxy* de la política monetaria. Para esos dos años, se ha considerado el tipo oficial de las OPF a la hora de obtener las predicciones.

El Cuadro 6 recoge los estadísticos que permiten analizar la capacidad predictiva de los modelos. Estos estadísticos se han calculado para el período 1989-2010 y para el período extra muestral 2009-2010. La variable de predicción considerada, al obtener los estadísticos para evaluar la capacidad predictiva, ha sido la primera diferencia de los tipos de interés. Los resultados indican que los modelos muestran una capacidad predictiva elevada en los tipos de interés interbancarios, puesto que el Índice de Theil está más próximo de cero que de uno. Asimismo, un elevado porcentaje del error de predicción viene explicado por factores aleatorios, de forma que los componentes sesgo y varianza son muy reducidos. Por otro lado, la crisis no ha supuesto un empeoramiento de la capacidad predictiva de estos modelos. El Índice de Theil para el período 2009-2010 ha seguido estando más cerca de cero que de la unidad y los componentes sesgo y varianza han seguido siendo muy reducidos.

Con respecto a la deuda, los modelos no predicen correctamente la variabilidad de los tipos de interés, presentando un notable componente varianza en el error de predicción. No obstante, un elevado porcentaje del error de predicción viene explicado por factores aleatorios. En el período extra muestral 2009-2010 el componente varianza del error es todavía mayor, lo que indica que la crisis aumentó la variabilidad de los tipos y los modelos no son capaces de predecirla correctamente. Por su parte, en los bonos a diez años la crisis distorsiona la capacidad predictiva del modelo, incrementando no solo el componente varianza sino también aumentando el sesgo de la predicción.

El Gráfico 6 recoge la predicción intra y extra muestral de los tipos de interés en niveles y en primeras diferencias. La evidencia que de él se obtiene ratifica lo que se ha concluido con los estadísticos descriptivos del Cuadro 6, esto es que la capacidad predictiva es elevada, aunque en los tipos a más largo plazo los modelos no predicen correctamente su volatilidad. En concreto, al observar el gráfico de la primera diferencia de los tipos de interés de los bonos se evidencia que la variabilidad predicha es mucho menor de la que

<sup>15</sup> Con un nivel de confianza del 81 por 100 podría considerarse distinto de cero.

**CUADRO 6**  
**EVALUACIÓN DE LA CAPACIDAD PREDICTIVA**

	Interbancario 3 meses	Interbancario 1 año	Letras 1 año	Bonos 3 años	Bonos 10 años
Período: enero 1989 – diciembre 2012					
Error cuadrático medio .....	0,1703	0,2109	0,1904	0,2378	0,2093
Error absoluto medio .....	0,1121	0,1506	0,1400	0,1864	0,1595
Coefficiente de Theil .....	0,3054	0,3910	0,3884	0,4900	0,5499
Componente sesgo .....	0,0005	0,0113	0,0021	0,0081	0,0028
Componente varianza .....	0,0562	0,0759	0,1344	0,2191	0,2956
Componente aleatorio .....	0,9433	0,9129	0,8635	0,7729	0,7016
Diebold y Mariano test					
ABS loss .....	-0,0481	-0,0265	-0,0209	-0,0241	-0,0114
(p-value) .....	(0,0008)	(0,0195)	(0,0009)	(0,0006)	(0,0562)
Squared loss .....	-0,0475	-0,0224	-0,0154	-0,0160	-0,0056
(p-value) .....	(0,0058)	(0,0358)	(0,0033)	(0,0014)	(0,1607)
Período: enero 2009 – diciembre 2012					
Error cuadrático medio .....	0,1188	0,1625	0,2390	0,3028	0,1712
Error absoluto medio .....	0,0914	0,0887	0,1667	0,2255	0,1448
Coefficiente de Theil .....	0,2310	0,2951	0,4997	0,6992	0,7372
Componente sesgo .....	0,0082	0,0465	0,0006	0,0960	0,1493
Componente varianza .....	0,0055	0,0126	0,3760	0,2535	0,4828
Componente aleatorio .....	0,9863	0,9409	0,6234	0,6505	0,3678
Diebold y Mariano test					
ABS loss .....	-0,0289	-0,0784	-0,0339	-0,0283	0,0182
(p-value) .....	(0,3781)	(0,0028)	(0,1037)	(0,2062)	(0,1923)
Squared loss .....	-0,0177	-0,0169	-0,0199	-0,0191	0,0083
(p-value) .....	(0,3444)	(0,2379)	(0,0637)	(0,3547)	(0,1583)

**FUENTE:** Banco de España y elaboración propia.

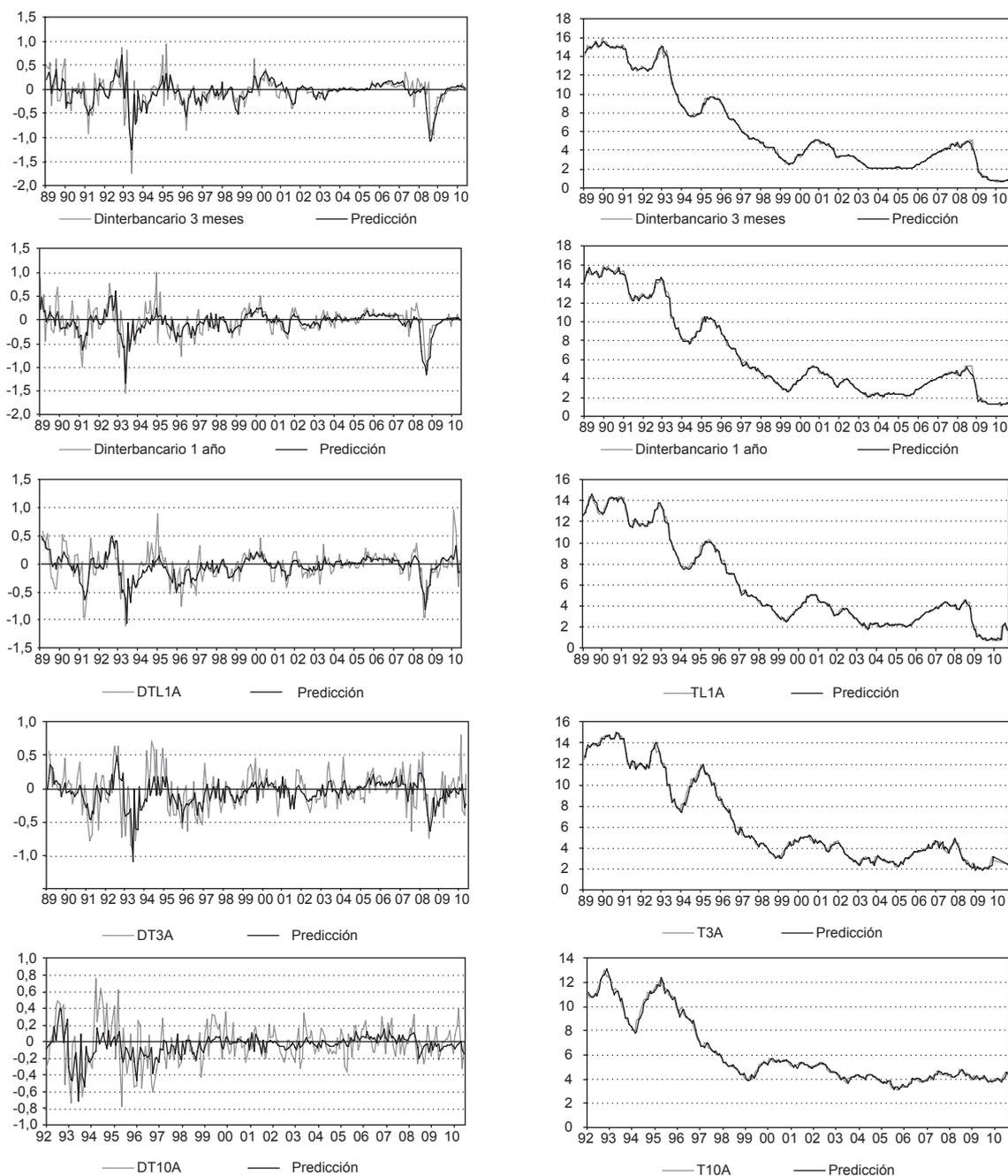
realmente se observa. Esta evidencia podría ser consecuencia de que los tipos de interés a largo no solo responden a los movimientos corrientes y esperados de política monetaria, sino que se ven afectados por acontecimientos extraordinarios, no sistemáticos, no recogidos en los modelos<sup>16</sup>. Sirva como ejemplo,

la actual incertidumbre en los mercados de deuda soberana que está conllevando aumentos en las primas de riesgo, que hacen que los tipos a largo plazo estén alcanzando niveles máximos.

Finalmente, comentar que el Cuadro 6 recoge el contraste de Diebold y Mariano (1995) en el que se compara la capacidad predictiva de los modelos con un modelo ARIMA que recoge el comportamiento de cada tipo de interés. Como puede verse, para el período com-

<sup>16</sup> Esto en cualquier caso no invalida los modelos puestos que éstos han superado con éxito los contrastes de validación al uso.

**GRÁFICO 6**  
**PREDICIÓN DE LOS TIPOS DE INTERÉS**



NOTAS: TL1A= tipo de las letras a un año. T3A= tipo de los bonos a tres años. T10A= tipo de los bonos a diez años. DTL1A= primera diferencia del tipo de las letras a un año. DT3A= Primera diferencia del tipo de los bonos a tres años. DT10A= primera diferencia del tipo de los bonos a diez años.

FUENTE: Banco de España y elaboración propia.

pleto, los modelos presentan una capacidad predictiva mayor a la de los modelos ARIMA. No obstante, cuando el análisis se circunscribe únicamente al período fuera de la muestra no hay evidencia de que exista ganancia de los modelos frente a modelos univariantes.

## 5. Conclusiones

Este trabajo analiza empíricamente el efecto que la política monetaria tiene sobre los tipos de interés del mercado interbancario y del mercado de deuda pública. Se ha considerado explícitamente la posibilidad de que los mercados anticipen las acciones de la autoridad monetaria. Las implicaciones que los resultados obtenidos tienen sobre la transmisión de la política monetaria a los tipos de interés son:

A) Los tipos de interés de mercado descuentan con antelación los movimientos futuros de política monetaria.

B) Las acciones de política monetaria se transmiten rápida y completamente a los tipos de interés monetarios, aunque el tipo a muy corto plazo presenta una ligera sobre reacción.

C) En los tipos a más largo plazo, que determinan las decisiones de consumo e inversión de los agentes económicos, la transmisión a largo plazo no es completa. Este resultado responde al hecho de que los tipos de interés a largo plazo responden a factores de mercado, por lo que no están sujetos al control directo del Banco Central Europeo.

D) Se evidencia un cambio estructural en la dinámica de los tipos de interés del mercado interbancario y de deuda a medio y largo plazo, a partir del establecimiento de la UME. En concreto, en el mercado interbancario aumenta la anticipación de la acción de política monetaria. Esto, junto con el aumento de la velocidad de transmisión, permite que en el mercado interbancario la transmisión de las acciones de la autoridad monetaria sea más rápida. En el mercado de deuda, aumenta la velocidad de ajuste, a la vez que se observa una mayor cuantía de la anticipación de las acciones de política monetaria, por lo que el proceso de transmisión es más

rápido de lo que solía ser. No obstante, el impacto negativo que presentan los tipos de interés a más largo plazo del mercado de deuda dificulta la política monetaria, al dar una señal contraria a la que desea la autoridad monetaria. Sin la existencia de esta respuesta contraria a la acción de la política monetaria el proceso de transmisión sería mucho más rápido de lo que lo es.

E) La crisis de liquidez ha alterado el funcionamiento de los mercados afectando a la transmisión de la política monetaria, que se ha visto distorsionada. Así lo ha entendido también la autoridad monetaria, como lo demuestra el establecimiento de medidas excepcionales en los últimos años. La evidencia empírica muestra que la crisis de liquidez y confianza ha distorsionado la transmisión de la política monetaria en los tipos a largo plazo, que han estado sometidos a las tensiones de los mercados asociadas a la falta de confianza, pese a la persistencia de unas condiciones de abundante liquidez, proporcionada por el Banco Central Europeo. Por otro lado, sin embargo, la crisis de liquidez y confianza no parece haber afectado a la transmisión de la política monetaria en los tipos a corto plazo, poniendo de relieve la efectividad del esfuerzo de la autoridad monetaria en estabilizar los mercados monetarios.

## Referencias bibliográficas

- [1] BARNERJEE, A.; DOLADO, J.J.; GALBRAITH, J. W. y HENDRY, D.F. (1993): «Cointegration, Error-correction and the Econometric Analysis of Nonstationary Data». *Oxford University Press*, Oxford.
- [2] BURGSTALLER, J. (2005): «Interest Rate Pass-through Estimates from Vector Autoregressive Models. Department of Economics. Johannes Kepler University of Linz». *Working Paper* Nº. 0510. Diciembre
- [3] DE BONDT, G. (2005): «Interest Rate Pass-through Empirical Results for the Euro Area», *German Economic Review*, 6, pág. 37-78.
- [4] DIEBOLD, F.X. y MARIANO, R.S. (1995): «Comparing Predictive Accuracy», *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, pág. 253-263.
- [5] ENGLE, R. F. y GRANGER, C.W.J. (1987): «Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing». *Econometrica*, 55, pág. 251-276.

- [6] HENDRY, D. F. (1995): «Dynamic Econometrics». *Oxford University Press*, Oxford.
- [7] GREGORY, A. W. y HANSEN, B. E. (1996): «Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts», *Journal of Econometrics*, 70, pág. 99-126.
- [8] GROPP, R.; SORENSEN, C. y LICHTENBERGER, J.-D. (2007): «The Dynamics of Bank Spreads and Financial Structure», *ECB Working Paper Series* N.º 714, enero.
- [9] LIU, M.; MARGARITIS, D. y TOURANI-RAD, A. (2008): «Monetary Policy Transparency and Pass-through of Retail Interest Rates». *Journal of Banking and Finance*, 32, pág. 501-511.
- [10] MAROTTA, G. (2009): «Structural Breaks in the Lending Interest Rate Pass-through and the Euro», *Economic Modelling* 26, pág. 191-205.
- [11] MISHKIN, F., ed. (1995): «Symposium on the Monetary Transmission Mechanism», *Journal of Economic Perspectives*, 9, pág. 3-10.
- [12] MOJON, B. (2000): «Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy», *ECB Working Paper Series* N.º 40.
- [13] PHILLIPS, P.C.B. y LORETAN, M. (1991): «Estimating Long-run Economic Equilibria». *Review of Economic Studies*, 58, pág. 407-436.
- [14] ROUSSEAS, S. (1985): «A Markup Theory of Bank Loan Rates». *Journal of Post Keynesian Economics*, 8, pág. 135-144.
- [15] SELLON, G.H. (2002): «The Changing US Financial System: Some Implications for the Monetary Transmission Mechanism. Federal Reserve Bank of Kansas City» *Economic Review*, First Quarter, pág. 5-35.
- [16] SORENSEN, C. y WERNER, T. (2006): «Bank Interest Rate Pass-through in the Euro Area», *ECB Working Paper Series*, N.º 580, enero.
- [17] STOCK, J.H. (1987): «Asymptotic Properties of Least Squares Estimator of Cointegrating Vectors». *Econometrica*, 55, pág. 1035-1056.

Colección **MANUALES PRÁCTICOS**

# **CLAVES para ENTRAR y PERMANECER en los MERCADOS**



Con la crisis se ha vuelto imprescindible para las empresas proyectarse hacia el exterior, pero los importadores demandan cada vez más originalidad. No se trata de una moda, sino de un condición *sine qua non*.

Este manual es sobre todo práctico. Por eso dedica un capítulo a la que es una de las principales preocupaciones de las empresas: la formas de financiarla. Revisa tanto los instrumentos públicos que hay disponibles para ello como los privados, y detalla en qué consisten otras fuentes de financiación alternativa como el *crowdfunding*, las comunidades de crédito o la banca ética.

470 páginas

Formato: 135 x 210 mm

PVP: 25 € (IVA incluido)

ISBN: 978-84-7811-742-0

Puede adquirir la obra en [Internet](#), en [ICEX](#) y en las [principales librerías](#)

**ICEX España Exportación e Inversiones**

Pº. de la Castellana, 14 - 28046 MADRID - tel.: 91 349 6275/34

c.e.: [libreria@icex.es](mailto:libreria@icex.es) - [www.icex.es/publicaciones](http://www.icex.es/publicaciones)

# **ICEX**