



WP-EC 2011-04

El **proceso** de **transmisión** de la **política monetaria** a la **estructura temporal** de los **tipos de interés** en **España**

Paz Rico Belda

Ivie

Working papers
Working papers
Working papers

Los documentos de trabajo del Ivie ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas. Al publicar este documento de trabajo, el Ivie no asume responsabilidad sobre su contenido.

Ivie working papers offer in advance the results of economic research under way in order to encourage a discussion process before sending them to scientific journals for their final publication. Ivie's decision to publish this working paper does not imply any responsibility for its content.

La Serie EC, coordinada por Matilde Mas, está orientada a la aplicación de distintos instrumentos de análisis al estudio de problemas económicos concretos.

Coordinated by Matilde Mas, the EC Series mainly includes applications of different analytical tools to the study of specific economic problems.

Todos los documentos de trabajo están disponibles de forma gratuita en la web del Ivie <http://www.ivie.es>, así como las instrucciones para los autores que desean publicar en nuestras series.

Working papers can be downloaded free of charge from the Ivie website <http://www.ivie.es>, as well as the instructions for authors who are interested in publishing in our series.

Edita / Published by: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Depósito Legal / Legal Deposit no.: V-2191-2011

Impreso en España (junio 2011) / Printed in Spain (June 2011)

El proceso de transmisión de la política monetaria a la estructura temporal de los tipos de interés en España

Paz Rico Belda*

Resumen

Este trabajo analiza el grado y 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. Además, se considera la posibilidad de asimetría en el proceso de ajuste al equilibrio. Los resultados obtenidos indican que los tipos de interés descuentan con antelación los movimientos de política monetaria. Asimismo, las acciones de 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. Finalmente, no se observa asimetría en el proceso de ajuste de los tipos de interés al equilibrio.

Palabras clave: política monetaria, anticipación, asimetría.

Abstract

This paper analyses the adjustment grade and speed of interest rates term structure in Spain to changes in official interest rate. For this purpose, we specify and estimate an error-correction model, which considers the anticipation of future policy monetary and this allows obtaining an efficient estimator of the long-run relation. Moreover, we consider the possibility of asymmetry in the adjustment process to the equilibrium. The results indicate that interest rates anticipate monetary policy actions. Furthermore, monetary policy is transmitted quickly and completely to the short-term interest rates, while transmission is not complete in long-term interest rates but its speed has increased since 1999. Finally, there is no evidence of asymmetry in the adjustment process to equilibrium.

Keywords: monetary policy, anticipation, asymmetry.

* Universitat de València. Correo electrónico: paz.rico@uv.es.

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 monetario de la economía. Aunque el mecanismo de transmisión de la política monetaria incluye varios canales¹, 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 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. Una acción de política monetaria será efectiva si los impulsos monetarios se transmiten rápida y completamente a los tipos de interés, y si posteriormente la nueva estructura temporal de tipos afecta al gasto real.

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. Además, la respuesta a una variación en el tipo de interés oficial puede depender de si los tipos se encuentran por encima o por debajo del equilibrio (Scholnick 1999, Sander y Kleimeier 2002 y 2004, Kleimeier y Sander 2006, Chong et al. 2006, y Lui et al. 2008) o de si el impulso en el tipo oficial ha sido positivo o negativo (Borio y Fritz 1995, Scholnick 1999, Mojon 2000 y De Bondt 2002).

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

En lo referente a la evidencia empírica en general, y en los países europeos en particular, ésta permite concluir que el proceso de transmisión es lento, no es completo y existen diferencias significativas entre activos financieros, así como entre países². 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.

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. 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.

La estructura del trabajo es como sigue: tras esta introducción se expone, en el segundo apartado, la metodología econométrica utilizada. A continuación, en el apartado tercero se presentan los datos, y en el apartado cuarto la evidencia empírica obtenida. Por último, en el apartado quinto 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 embargo, 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 proceso de transmisión comienza con una modificación de los tipos de interés oficiales que afecta a los tipos de interés de mercado. En primer lugar, el banco central actúa en el mercado monetario³ y sus acciones tienen efecto sobre los tipos de interés de

² Para una panorámica de la literatura empírica, véase De Bondt (2005), Sorensen and Werner (2006), Gropp et al. (2007) y Marotta (2009).

³ Hay que tener en cuenta que lo relevante para la política monetaria no es sólo la utilización de los instrumentos a disposición del banco central, sino las señales que puede emitir, para lo cual es necesario que la autoridad monetaria tenga un elevado grado de credibilidad.

corto plazo. Posteriormente, las variaciones de los tipos de interés de corto plazo repercuten, con distinta intensidad, en los tipos de interés de más largo plazo.

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, y puede ser muy variable, al depender de las expectativas sobre la futura dirección de la política monetaria. Al mismo tiempo, la evolución de los tipos de interés de largo plazo obedece a factores de mercado, que interfieren en la transmisión de la política monetaria, dificultando aún más el control de este segmento por parte de la autoridad 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 mercado⁴ 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

⁴ Se refiere a los tipos del mercado interbancario y de deuda pública.

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. Finalmente, se considera la posibilidad de asimetría en el ajuste de los tipos de interés al equilibrio.

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 , ε_t es el término de perturbación ruido blanco y α_0 y α_1 son los parámetros del modelo. Siguiendo a Rousseas (1985), α_0 recoge el *markup* constante y α_1 el grado de respuesta de los tipos de interés de mercado en el largo plazo. El ajuste a largo plazo es completo cuando α_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. 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, 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. Al considerar la dinámica del PGD se tiene en cuenta, explícitamente, las expectativas y las sorpresas de política monetaria a la hora de estimar la relación de largo plazo entre los tipos de interés de mercado y el tipo oficial.

Generalmente, en la literatura se ha venido considerando que la dinámica del tipo de interés de mercado viene determinada por la siguiente expresión⁵ :

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

que puede reparametrizarse de la siguiente forma:

⁵ Suponiendo un único retardo.

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

lo que puede ser interpretado en términos de MCE⁶. γ_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 α_1 es igual a $\frac{\gamma_0 + \gamma_1}{1 - \beta_1}$ y el markup α_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 δ 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 monetaria⁷ (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 α_0 por $\frac{\beta_0}{1 - \sum_{i=1}^q \beta_i}$. Además,

en este caso el MCE incluiría retardos de ΔR_t y Δr_t y podría expresarse:

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

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

Los retardos del tipo de interés oficial en la dinámica de los tipos de interés de mercado pueden justificarse por la dificultad de distinguir si los cambios de política monetaria son permanentes o temporales o si son esperados o inesperados. 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

⁶ 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.

⁷ El retardo medio se obtiene como $\frac{\gamma_0 - 1}{\delta}$ cuando el ajuste a largo plazo es completo.

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 plazo⁸.

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 Δr_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:

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

donde ψ_1 es el efecto total a corto plazo, que recoge el efecto impacto (γ_0) y los efectos adelantados (θ_i)⁹, por lo que $\psi_1 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^L \theta_i$.

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

⁸ 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.

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

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 política¹⁰.

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.

Por otra parte, muchos estudios han mostrado que el ajuste a corto plazo puede ser asimétrico, es decir, la velocidad de ajuste puede ser diferente cuando los tipos de interés se encuentran por encima o por debajo del equilibrio. Para contrastar la existencia o no de ajustes asimétricos de los tipos de mercado a las desviaciones positivas o negativas del equilibrio, se especifica el siguiente MCE:

$$\Delta R_t = \psi_1 \Delta r_t + \delta_1 \lambda \hat{\varepsilon}_{t-1} + \delta_2 (1 - \lambda) \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta r_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \varphi_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^L \theta_i \Delta r_{t+i} + \eta_t$$

(6)

donde $\hat{\varepsilon}_{t-1} = R_{t-1} - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 r_{t-1}$ representa el desequilibrio en el momento t-1 y λ es una variable dummy que toma valor 1 si $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ es positivo y 0 en caso contrario. Los parámetros $\hat{\alpha}_0$ y $\hat{\alpha}_1$ se obtienen de la estimación de (5). δ_1 recoge la velocidad de ajuste cuando el tipo de interés está por encima de su valor de equilibrio y δ_2 la velocidad de ajuste cuando está por debajo.

Para contrastar la existencia de asimetría se utiliza el contraste de Wald para determinar si $\delta_1 \neq \delta_2$. En caso de asimetría, se puede definir el retardo medio para el caso especial de que la transmisión sea completa por:

$$MAL^+ = \frac{\psi_1 - 1}{\delta_1},$$

$$MAL^- = \frac{\psi_1 - 1}{\delta_2}$$

A continuación se presenta el esquema de trabajo, del que se deduce que la secuencia de regresiones y contrastes a realizar es la siguiente:

1. Se contrasta el orden de integración de cada tipo de interés. En caso de que los tipos de interés de mercado tengan un orden diferente de integración al del tipo de interés

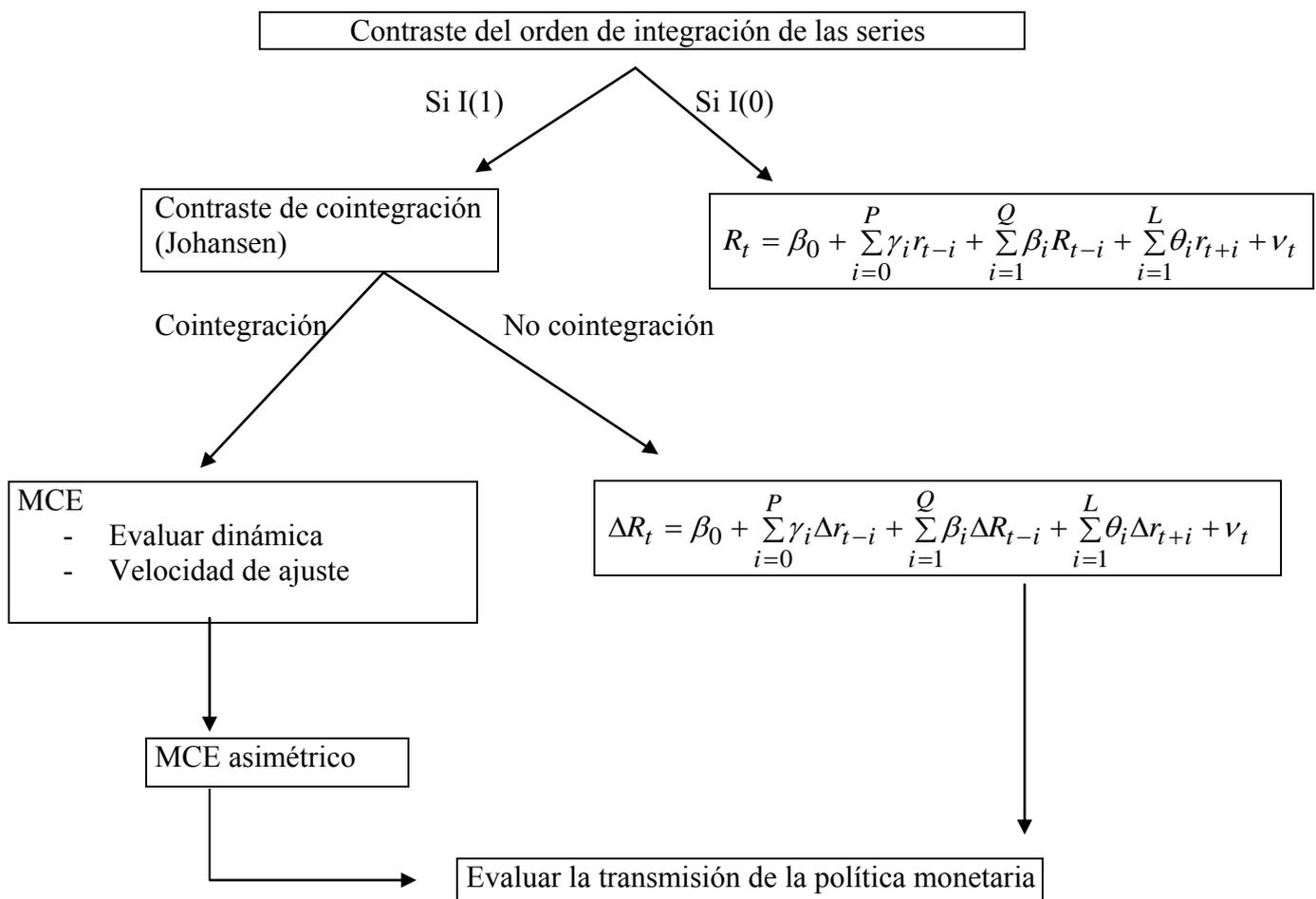
¹⁰ A diferencia del procedimiento de Johansen, la metodología de Phillips y Loretan no proporciona un test de cointegración, sino que la asume, lo que conlleva tener que comprobar *a priori* si se cumple la cointegración.

interbancario a un día, se llega a la conclusión de que no están cointegrados. Si los tipos de interés de mercado y el tipo interbancario a un día son integrados del mismo orden, por ejemplo I(1), se contrasta la hipótesis nula de no cointegración frente a la hipótesis alternativa de cointegración, siguiendo la metodología de Johansen.

2. Si las series están cointegradas, se procede a estimar el MCE que permite examinar la dinámica de corto plazo y la velocidad de ajuste al equilibrio. Si las series no están cointegradas, se estima la dinámica de corto plazo del tipo de interés de mercado.

3. Finalmente, se especifica el MCE asimétrico y se contrasta la asimetría a través del contraste de Wald.

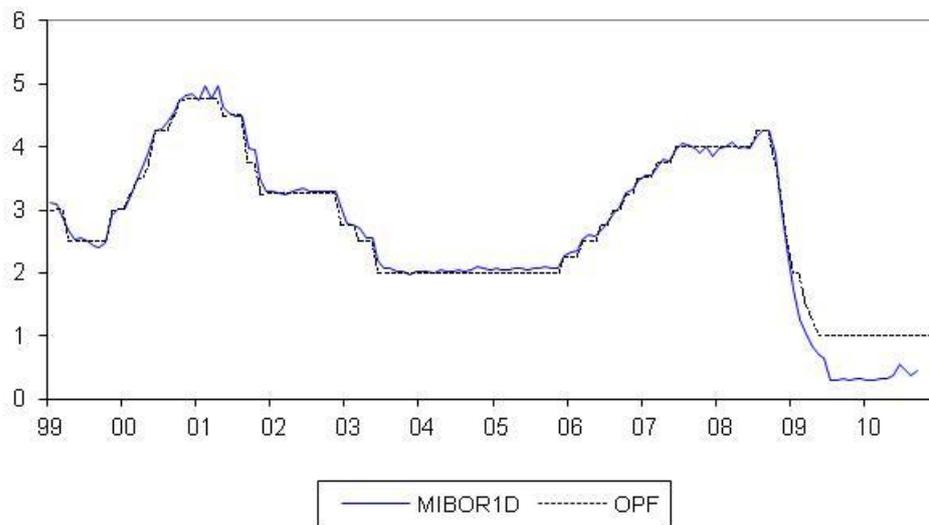
Esquema de trabajo



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 mercado 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, y para evitar distorsiones en la estimación, el período muestral seleccionado finaliza en diciembre de 2008.

Gráfico 1. Evolución del tipo interbancario a un día y del tipo de las operaciones principales de financiación del Banco Central Europeo (OPF)



Fuente: Boletín Económico del Banco de España.

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 primeras 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 contrastes de raíz unitaria¹¹ indican que los tipos de interés en niveles son variables integradas de orden uno, mientras que sus primeras diferencias son estacionarias.

Cuadro 1. Estadísticos descriptivos

Periodo muestral: 1989.01-2008.12

Series en niveles

	Mercado Interbancario			Deuda pública		
	Mibor1d	Mibor3m	Mibor1a	Letras	Bonos3a	Bonos10a
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	$\eta_{\mu}=-1,081$	$\eta_{\mu}=-1,333$	$\eta_{\mu}=-1,393$	$\eta_{\mu}=-1,109$	$\eta_{\mu}=-1,217$	$\eta_{\mu}=-2,433$

Series en primeras diferencias

	Mercado Interbancario			Deuda pública		
	Mibor1d	Mibor3m	Mibor1a	Letras	Bonos3a	Bonos10a
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	$\eta_n=-14,914$	$\eta_n=-11,996$	$\eta_n=-10,126$	$\eta_n=-8,402$	$\eta_n=-9,985$	$\eta_n=-14,179$

Nota: ADF=Dickey Fuller aumentado y PP=Phillips-Perron. Los subíndices significan τ =tendencia, μ =constante y ν =ni constante ni tendencia.

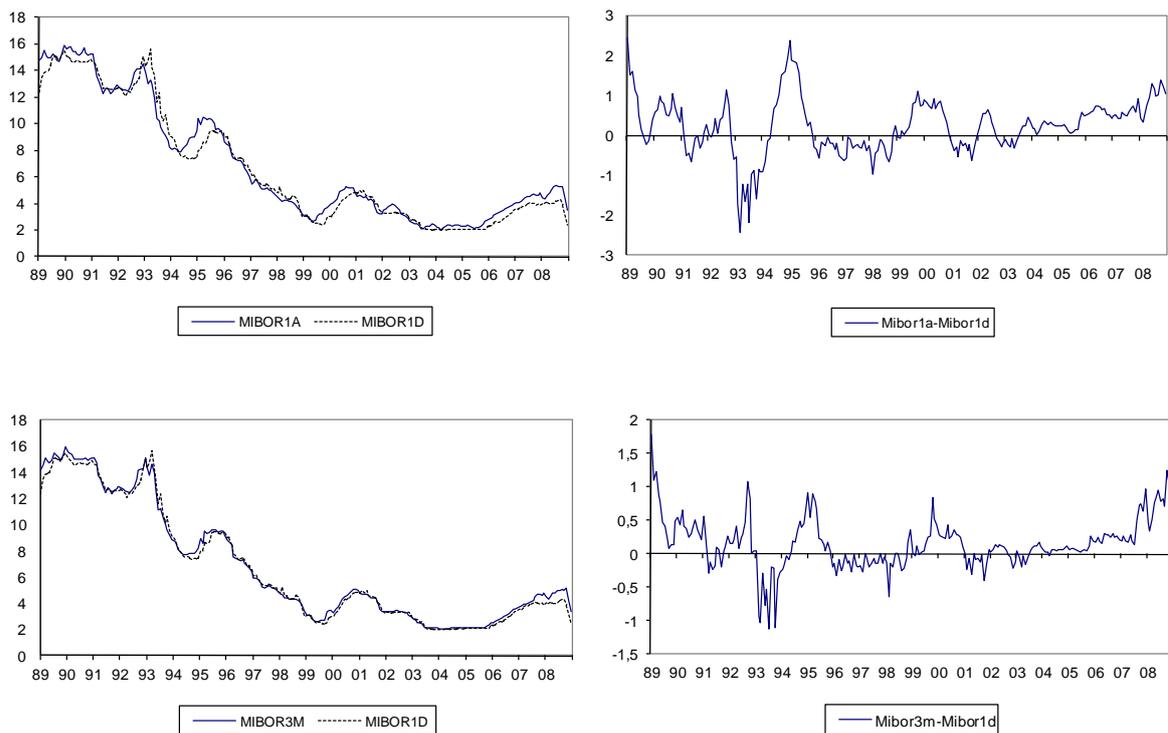
Valores críticos del contraste de raíz unitaria:

	η_n	η_{μ}	η_{τ}
5%	-1,9	-2,87	-3,43
10%	-1,6	-2,57	-3,14

¹¹ En cada contraste se ha elegido la mejor especificación de entre las consideradas con el criterio de Schwarz: sin constante ni tendencia, con constante, y con constante y tendencia.

Los Gráficos 2 a 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 adelantado 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 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.

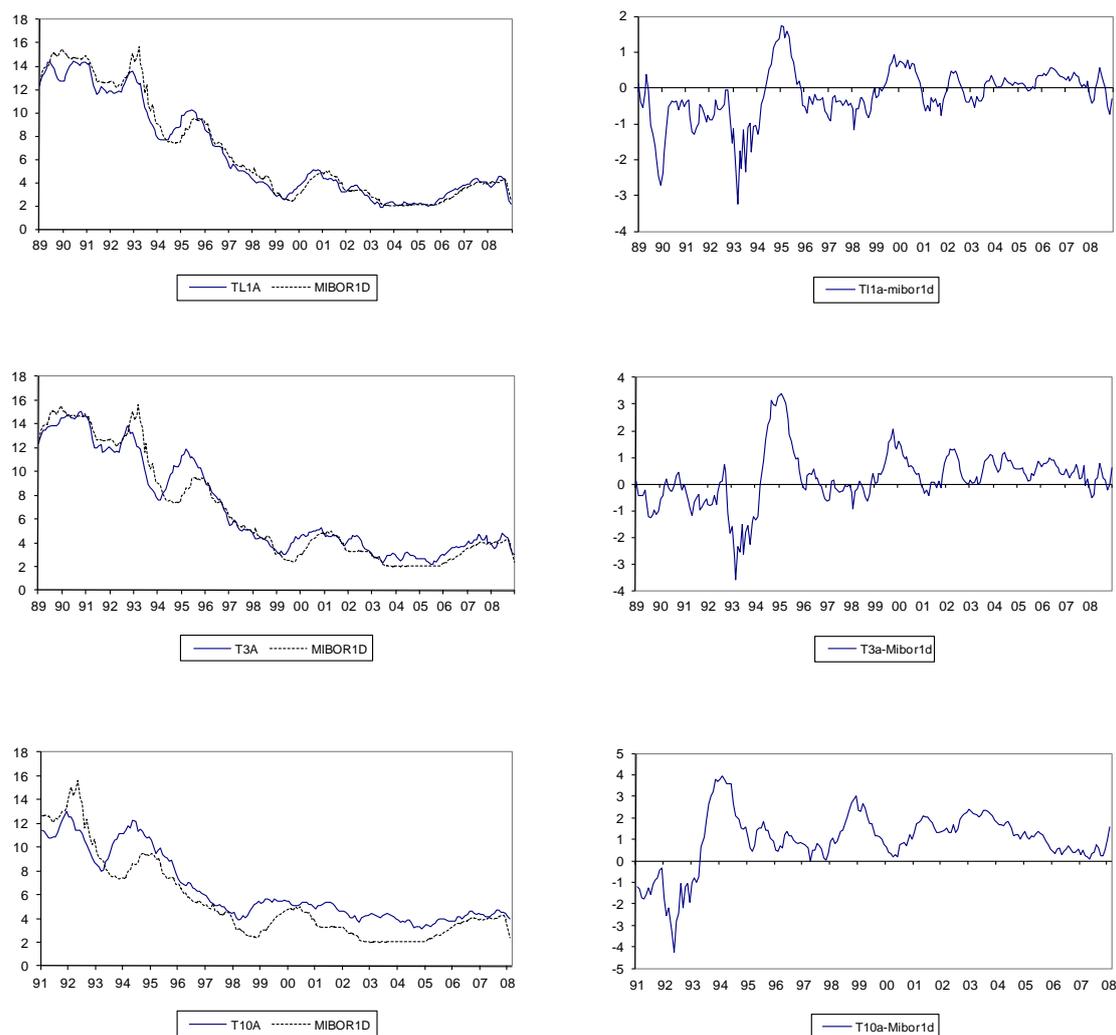
Gráfico 2. Tipos interés del mercado interbancario



Fuente: Banco de España.

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 supondría 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

Gráfico 3. Tipos de interés de la deuda pública



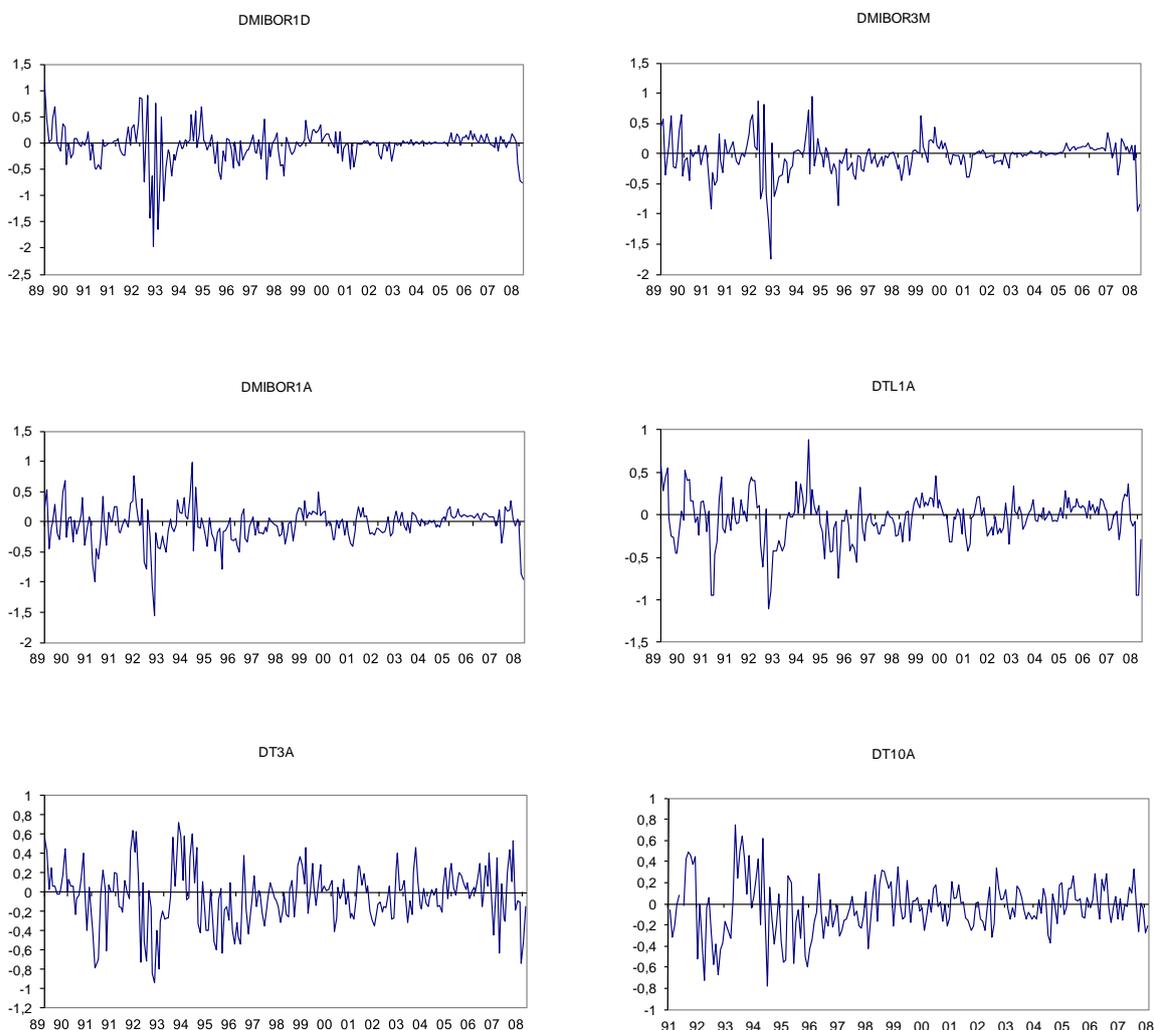
Fuente: Banco de España.

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. No obstante, las estimaciones que se presentan en el siguiente apartado fueron sometidas a contrastes de estabilidad estructural, con el objetivo de comprobar si la implantación de la UME afectó al mecanismo de transmisión de la política monetaria en 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

incrementa ligeramente a final de la muestra, coincidiendo con la crisis financiera iniciada en el verano de 2007.

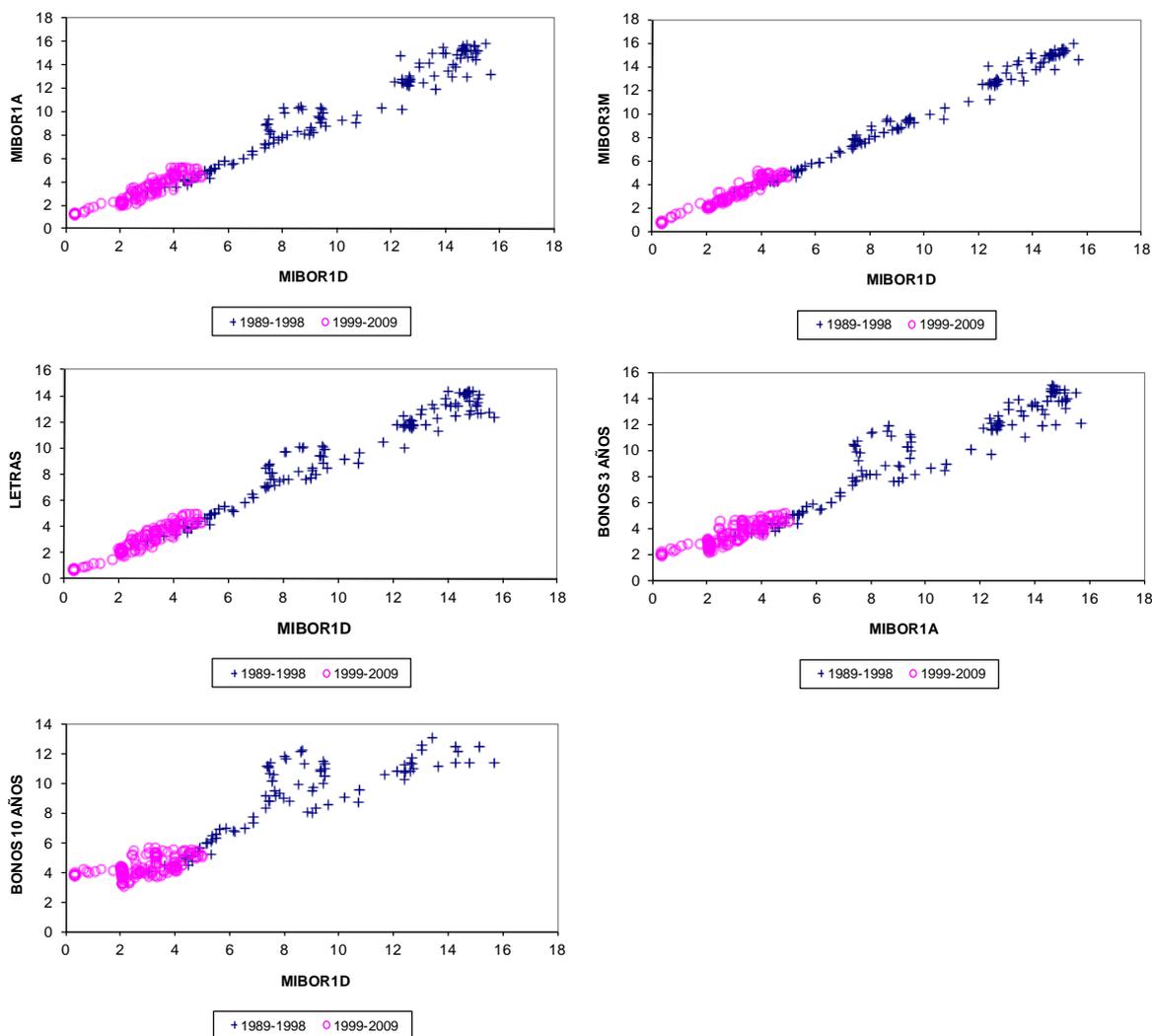
Gráfico 4. Primera diferencia de los tipos de interés del mercado interbancario y del mercado de deuda pública



Fuente: Banco de España.

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

Gráfico 5. Dispersion entre los tipos del mercado interbancario y de deuda con el interbancario a un día.



Fuente: Banco de España.

4. Resultados empíricos

El punto de partida de la metodología utilizada es analizar la presencia de raíces unitarias en las series. 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. En la literatura existen tres métodos para contrastar la cointegración entre series temporales no estacionarias:

1. A través de la regresión de la ecuación de largo plazo como propusieron Engle y Granger (1987).
2. Mediante un vector autorregresivo formulado por Johansen (1988).
3. A través de la regresión del MCE (Kremer et al. 1992).

En este trabajo, la primera metodología ha sido descartada por sus inconvenientes, citados en el apartado segundo. La tercera metodología tampoco ha sido considerada dado que la distribución de los estimadores, bajo la hipótesis de no cointegración, no es conocida y debe obtenerse mediante simulación, lo cual resulta complejo y laborioso, y los resultados no son robustos (Ahlgren 2000). Además, esta última metodología es equivalente a la de Johansen, por lo que en este trabajo se ha seleccionado el segundo método para contrastar la cointegración entre los tipos de interés.

De acuerdo con los resultados 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.

Cuadro 2. Test de cointegración de Johansen

Mercado interbancario

Mibor 3 meses

	Valor propio	Estadístico Traza	Valor crítico	Estadístico del máximo	Valor crítico
r=0	0,3622	109,28	20,26	102,55	15,89
r≤1	0,0291	6,73	9,16	6,73	9,16

Mibor 1 año

	Valor propio	Estadístico Traza	Valor crítico	Estadístico del máximo	Valor crítico
r=0	0,3099	91,11	20,26	84,58	15,89
r≤1	0,0282	6,53	9,16	6,53	9,16

Mercado de deuda

Letras

	Valor propio	Estadístico Traza	Valor crítico	Estadístico del máximo	Valor crítico
r=0	0,1876	51,58	20,26	47,36	15,89
r≤1	0,0183	4,21	9,16	4,21	9,16

Bonos 10 años

	Valor propio	Estadístico Traza	Valor crítico	Estadístico del máximo	Valor crítico
r=0	0,1075	24,96	20,26	21,84	15,89
r≤1	0,0161	3,13	9,16	3,13	9,16

Bonos 3 años

	Valor propio	Estadístico Traza	Valor crítico	Estadístico del 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

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

Cuadro 3. Modelo de corrección de error

Dinámica a corto plazo

Largo plazo

	Efecto Impacto	Efecto adelantado			Velocidad de ajuste	MAL	R ²	DW	ARCH(12) Residuos	ARCH(12) Residuos ²	Efecto largo plazo	Markup	$\alpha_1=1$ p-value
		1	2	3									
Mibor 3 meses	0,2842 3,9252	0,1155 1,6658	0,1158 1,1532	0,0786 1,6507	-0,2198 -5,2918	2,3729	0,6351	2,0913	12,2140	1,7146	1,0092 102,6034	0,0990 2,2480	0,3518
Mibor 1 año	0,2174 3,0206	0,0019 0,0230	0,0143 0,1560	0,2025 3,7418	-0,1525 -4,9209	3,8050	0,4595	2,0224	15,7740	10,1980	0,9847 51,0782	0,3412 3,8834	0,4296
Letras 1 año	0,1473 2,2936	0,0149 0,1661	-0,0480 -0,6097	0,2077 4,3325	-0,1432 -4,4832	4,2634	0,5079	1,8741	4,2285	7,8900	0,9117 45,2528	0,3929 3,4345	0,0000
Bonos 3 años	0,1386 2,2867	-0,0620 -0,7447	-0,0767 -0,8486	0,2174 3,5445	-0,0836 -3,2888	7,1794	0,3349	1,9528	15,2570	6,6576	0,8902 18,6492	0,7820 3,0849	0,0224
Bonos 10 años	0,0473 0,589285	-0,0963 -1,186596	-0,0755 -0,95482	0,1762 3,1765	-0,0460 -2,7014	16,5206	0,2272	1,7946	11,7410	3,5296	0,7326 5,0016	2,0021 3,2807	0,0694

Nota: Debajo de cada coeficiente estimado aparece el estadístico t de Student obtenido a partir de la matriz de covarianzas consistente con heterocedasticidad

El coeficiente α_1 recoge la respuesta a largo plazo de cada tipo de interés respecto a la variación del interbancario a un día, de forma que si es igual a la unidad la respuesta es completa. La respuesta es completa 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*, α_0 , éste incrementa con el vencimiento de los tipos de interés del mercado interbancario y de deuda. Con respecto a la velocidad de ajuste, esto es la velocidad con la que desaparece el desequilibrio de largo plazo entre los tipos de mercado y el interbancario a un día, 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% del desequilibrio de largo plazo desaparece en un período, frente al 15,25% del interbancario a un año. Por su parte, en las letras el 14,32% del desequilibrio de largo plazo desaparece en un período, frente al 4,6% en los bonos a 10 años.

En relación 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%, habiéndose previamente adelantado dicho movimiento en casi un 19%. De esta forma, el efecto a corto plazo se sitúa alrededor de un 50%, 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% del movimiento de política monetaria, y dado que el efecto impacto es de alrededor de un 22%, el efecto total a corto plazo se sitúa en torno del 42%. 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%. 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.

Ante la posibilidad de que el establecimiento de la UME generase un cambio estructural en los parámetros se han aplicado contrastes de estabilidad estructural. Dado que el test de Chow se basa en la igualdad de la varianza de las perturbaciones, y esto no se cumple en nuestro modelo¹², se ha descartado utilizarlo. Así pues se ha optado por contrastar la

¹² Hay evidencia de que las perturbaciones son heterocedásticas, y por ello se ha considerado una matriz de covarianzas de los estimadores consistente con heterocedasticidad.

estabilidad estructural introduciendo en el modelo, corregido por heterocedasticidad, 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 4 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 4 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 39%, con un anticipo del 9%, mientras que en el segundo subperíodo no hay efecto impacto pero se anticipa casi el 62% de la acción de política monetaria. De esta forma, el período medio de ajuste prácticamente no se ha visto alterado, situándose en menos de los dos meses. En el tipo interbancario a un año, el impacto en el primer subperíodo es del 35% y se anticipa un 22%, mientras que en el segundo subperíodo no hay efecto impacto y se anticipa el 48% 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 no se produce cambio en la relación de largo plazo, mientras que en el interbancario a tres meses deja de tener un ajuste completo para pasar a presentar 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 de transmisión 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

Cuadro 4. Modelo de corrección de error con variables dummy

Dinámica a corto plazo

Largo plazo

		Efecto Impacto	Efecto adelantado			Velocidad de ajuste	MAL	R ²	DW	ARCH(12) Residuos	ARCH(12) Residuos ²	Efecto largo plazo	Markup	$\alpha_1=1$ p-value
			1	2	3									
Mibor 3 meses	1989-1998	0,3902 5,1655	0,0910 1,2390	0,0757 0,9160	0,0941 1,8911	-0,2915 -5,1474	1,7694	0,6799	2,0303	15,3830	8,8466	1,0159 84,5006	-0,0085 -0,8061	0,1876
	1999-2008	-0,0634 -0,5194	0,4286 3,5688	0,1939 1,8175	-0,0331 -0,6266	-0,2481 -3,3586	1,8360					1,1433 23,3743	-0,2337 -2,2040	0,0038
Mibor 1 año	1989-1998	0,3501 4,9747	-0,1260 -1,3350	-0,0058 -0,0603	0,2199 3,7315	-0,1248 -3,3616	3,4461	0,4713	1,9764	16,4030	9,3072	0,9763 46,9561	0,3433 4,6640	0,2550
	1999-2008	-0,1137 -0,9613	0,3059 2,3874	0,0029 0,0207	0,1858 2,3568	-0,2233 -4,6152	2,2766					0,9763 46,9561	0,3433 4,6640	0,2550
Bonos 3 años	1989-1998	0,2967 4,0338	-0,1812 -1,8169	-0,0620 -0,7316	0,2016 3,3076	-0,0467 -1,9496	13,3037	0,3651	1,9658	20,2980	5,3222	0,8384 11,3998	1,0177 4,4075	0,0291
	1999-2009	-0,5178 -2,8849	0,4590 2,4889	-0,0466 -0,2344	0,1355 1,1503	-0,1770 -3,6657	6,0454					0,8384 11,3998	1,0177 4,4075	0,0291
Bonos 10 años	1989-1998	0,2061 2,1298	-0,2236 -2,4037	-0,0816 -0,9148	0,2230 3,2053	-0,0328 -1,3025	-	0,2719	1,9133	10,0790	2,6101	0,6981 3,4391	2,2551 3,2172	0,0058
	1999-2009	-0,4422 -2,8327	0,2884 2,9341	-0,0087 -0,0601	0,0695 0,7343	-0,0558 -2,3400	21,8845					0,6981 3,4391	2,2551 3,2172	0,0058

años los tipos no estarían cointegrados en el primer período, puesto que la velocidad de ajuste estadísticamente es igual a cero¹³.

Al analizar la asimetría se ha considerado tanto la posibilidad de que el ajuste al equilibrio sea diferente ante un impulso positivo o negativo en el tipo oficial, o ante desviaciones positivas o negativas del equilibrio. Los resultados aparecen recogidos en el Cuadro 5 y como puede observarse, no existe evidencia alguna de asimetría, a excepción de las letras para las que se obtiene una respuesta distinta a las desviaciones positivas o negativas del equilibrio. No obstante, esta única excepción puede considerarse como una irregularidad de los datos, más que evidencia concluyente de la existencia de asimetría en el proceso de transmisión de la política monetaria en España.

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 de 2009 y 2010 no se ha sustituido el tipo oficial de la autoridad monetaria por el tipo del 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. No obstante, el Gráfico 6 recoge la predicción tanto de los tipos de interés en niveles como en primeras diferencias. Los resultados indican que los modelos muestran una capacidad de predicción 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 de varianza en el error de predicción. En el período extra muestral 2009-2010 el componente de varianza del error es todavía

¹³ Con un nivel de confianza del 81% podría considerarse distinto de cero.

Cuadro 5. Contraste de asimetría

	MIBOR 3 MESES				MIBOR 1 AÑO				LETRAS	
	DESEQUILIBRIO		ΔMIBOR1D		DESEQUILIBRIO		ΔMIBOR1D		DESEQUILIBRIO	ΔMIBOR1D
	1989-1998	1999-2008	1989-1998	1999-2008	1989-1998	1999-2008	1989-1998	1999-2008	1989-2008	1989-2008
POSITIVO	-0,3775	-0,2355	-0,3680	-0,2253	-0,1698	-0,2387	-0,1830	-0,2345	-0,1911	-0,1818
NEGATIVO	-0,3352	-0,2547	-0,3314	-0,2666	-0,1453	-0,2138	-0,1392	-0,2246	-0,0929	-0,1030
p-value	0,6845	0,8269	0,7557	0,6322	0,7446	0,6888	0,4662	0,8763	0,0212	0,1543

	BONOS A 3 AÑOS				BONOS A 10 AÑOS			
	DESEQUILIBRIO		ΔMIBOR1D		DESEQUILIBRIO		ΔMIBOR1D	
	1989-1998	1999-2008	1989-1998	1999-2008	1989-1998	1999-2008	1989-1998	1999-2008
POSITIVO	-0,1043	-0,1474	-0,0583	-0,1452	-0,1478	-0,0883	-0,0430	-0,0428
NEGATIVO	-0,0403	-0,1929	-0,0401	-0,2038	-0,0305	-0,0289	-0,0293	-0,0596
p-value	0,4545	0,5075	0,6661	0,4417	0,3321	0,1936	0,7801	0,7186

Cuadro 6. Evaluación de la capacidad predictiva

Período: 1989.01-2010.12

	MIBOR3M	MIBOR1A	LETRAS	BONOS3A	BONOS10A
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
<i>Componente sesgo</i>	0,0005	0,0113	0,0021	0,0081	0,0028
<i>Componente varianza</i>	0,0562	0,0759	0,1344	0,2191	0,2956
<i>Componente aleatorio</i>	0,9433	0,9129	0,8635	0,7729	0,7016

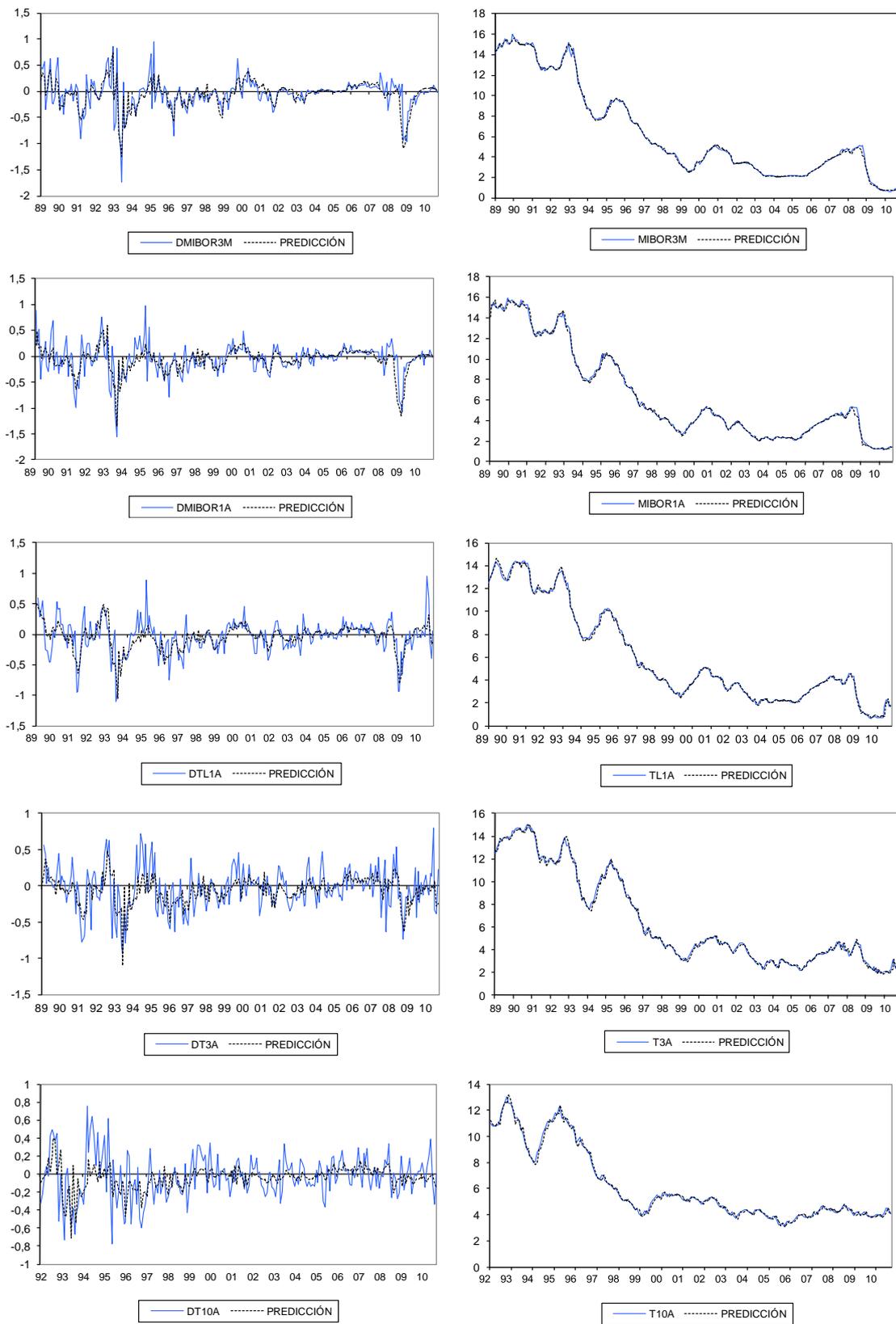
Período: 2009.01-2010.12

	MIBOR3M	MIBOR1A	LETRAS	BONOS3A	BONOS10A
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
<i>Componente sesgo</i>	0,0082	0,0465	0,0006	0,0960	0,1493
<i>Componente varianza</i>	0,0055	0,0126	0,3760	0,2535	0,4828
<i>Componente aleatorio</i>	0,9863	0,9409	0,6234	0,6505	0,3678

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 sólo el componente varianza sino también aumentando el sesgo de la predicción.

Finalmente, el Gráfico 6 recoge la predicción intra y extra muestral de los tipos de interés en niveles y en primeras diferencias y nuevamente se constata que la capacidad predictiva es elevada, aunque en los tipos a más largo plazo los modelos no predicen correctamente su volatilidad. El gráfico de la primera diferencia de los tipos de interés de los bonos evidencia que la variabilidad predicha es mucho menor de la que realmente se observa.

Gráfico 6. Predicción de los tipos de interés



Fuente: Banco de España y elaboración propia.

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:

1. Los tipos de interés de mercado descuentan con antelación los movimientos futuros de política monetaria.
2. Las acciones de política monetaria se transmiten rápida y completamente a los tipos de interés monetarios.
3. 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.
4. 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 interbancario a un año 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.
5. 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

- Ahlgren, N. (2000): Bootstrapping the error correction model cointegration test, *Swedish School of Economics and Business Administration, Working Papers N. 428*.
- Barnerjee, A., J.J. Dolado, J.W. Galbraith, D.F. Hendry (1993): Cointegration, error-correction and the econometric analysis of nonstationary data. Oxford University Press, Oxford.
- Borio, C. y W. Fritz (1995): The response of short-term bank lending rates to policy rates: a cross-country perspectiva, *BIS Working Paper 27*, Basle, May.
- Burgstaller, J. (2005): Interest rate pass-through estimates from vector autoregressive models. Department of Economics. Johannes Kepler University of Linz. *Working Paper No. 0510*. December.
- Chong, B.S., M. Liu y K. Shrestha (2006): Monetary transmisión via the administered interest rates channel. *Journal of Banking and Finance 30*, pág. 1467-1484.
- De Bondt, G. (2002): Retail Bank interest rate pass-through: new evidence at the euro area level. *Working Paper N. 136, European Central Bank*.
- De Bondt, G. (2005): Interest rate pass-through empirical results for the euro area, *German Economic Review 6*, pág. 37-78.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987): Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica 55*, pág. 251-276.
- Hendry, D.F. (1995): Dynamic Econometrics. *Oxford University Press*, Oxford.
- Gropp, R., C. Sorensen y J-D Lichtenberger (2007): The dynamics of bank spreads and financial structure, *ECB Working Paper Series No. 714*, January.
- Johansen, S. (1988): Statistical analysis of cointegrating vector, *Journal of Economic Dynamics and Control, vol. 12*, pág. 231-254.
- Kremers, J.J.M., N.R. Ericsson y J. Dolado (1992): The power of cointegration tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics 54*, pág. 325-348.
- Kleimeier, S. y H. Sander (2006): Expected versus unexpected monetary policy impulses and interest rate pass-through in euro-zone retail banking markets. *Journal of Banking and Finance 30*, pág. 1839-1870.
- Liu, M., D. Margaritis, A. Tourani-Rad (2008): Monetary policy transparency and pass-through of retail interest rates. *Journal of Banking and Finance 32*, pág. 501-511.
- Marotta, G. (2009): Structural breaks in the lending interest rate pass-through and the euro, *Economic Modelling 26*, pág. 191-205.
- Mishkin, F., ed. (1995): Symposium on the monetary transmisión mechanism, *Journal of economic perspectives 9*, pág. 3-10.
- Mojon, B. (2000): Financial structure and the interest rate channel of ECB monetary policy, *ECB Working Paper Series No. 40*.

- Phillips, P.C.B. y M. Loretan (1991): EstimatinLong-run economic equilibria. *Review of Economic Studies* 58, pág. 407-436.
- Rousseas, S. (1985): A markup theory of bank loan rates. *Journal of Post Keynesian Economics* 8, pág. 135-144.
- Sellon, G.H. (2002): The changing US financial system: some implication for the monetary transmission mechanism. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, First Quarter*, pág. 5-35.
- Sander, H. y S. Kleimeier (2002): Asymmetric adjustment of commercial bank interest rates in the euro area: an empirical investigation into interest rate pass-through, *Kredit und Kapital*, pág. 161-192.
- Sander, H y S. Kleimeier (2004): Convergence in euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration, *Journal of International Money and Finance*, 23, pág. 461-492.
- Scholnick, B. (1999): Interest rate asymmetries in long-term loan and deposit markets. *Journal of Financial Services Research* 16, pág. 5-26.
- Sorensen, C. y T. Werner (2006): Bank interest rate pass-through in the euro area, *ECB Working Paper Series No. 580*, January.
- Stock, J.H. (1987): Asymptotic properties of least squares estimator of cointegrating vectors. *Econometrica* 55, pág. 1035-1056.



Ivie

Guardia Civil, 22 - Esc. 2, 1º
46020 Valencia - Spain
Phone: +34 963 190 050
Fax: +34 963 190 055

Website: <http://www.ivie.es>
E-mail: publicaciones@ivie.es