

# **RELACIONES ENTRE LOS MERCADOS HIPOTECARIO Y DE DEUDA PÚBLICA: EVIDENCIA EMPÍRICA EN EL CASO ESPAÑOL\***

**M<sup>a</sup> Paz Jordá, Román Ferrer y Cristóbal González\*\***

WP-EC 2001-24

Correspondencia a R. Ferrer. Departamento de Economía Financiera y Matemática, Universitat de València, Edificio Departamental Oriental, Av. dels Tarongers s/n, 46022 València, Teléfono: 96 382 83 69 / Correo electrónico: [Roman.Ferrer@uv.es](mailto:Roman.Ferrer@uv.es)

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Noviembre 2001

Depósito Legal: V-4658-2001

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.

---

\* Román Ferrer agradece el apoyo financiero proporcionado por la Consellería de Cultura, Educación y Ciencia de la Generalitat Valenciana. Asimismo, Cristóbal agradece la ayuda y colaboración prestadas por la Fundación Caja de Madrid.

\*\* Dpto. de Economía Financiera y Matemática, Universitat de València.

# **RELACIONES ENTRE LOS MERCADOS HIPOTECARIO Y DE DEUDA PÚBLICA: EVIDENCIA EMPÍRICA EN EL CASO ESPAÑOL**

**M<sup>a</sup> Paz Jordá, Román Ferrer y Cristóbal González**

## **RESUMEN**

El importante desarrollo del mercado hipotecario español durante la última década ha generado un creciente interés por la problemática de su integración financiera con el mercado de capitales. En este contexto, el presente trabajo se centra en la contrastación empírica en el caso español de la hipótesis de integración entre el mercado primario hipotecario y el mercado de capitales, representado por el mercado de deuda pública anotada. Con tal fin, se utilizan diversos procedimientos econométricos de análisis de series temporales en un marco de cointegración.

Los resultados obtenidos muestran la validez de la hipótesis de partida en el caso español y ponen de relieve que el mercado de deuda pública a largo plazo ejerce una significativa influencia en términos causales sobre el mercado hipotecario, particularmente relevante en lo que respecta a los índices de referencia hipotecarios representativos del coste en el mercado de los préstamos hipotecarios.

**PALABRAS CLAVE:** mercado hipotecario, mercado de deuda pública anotada, integración, índices de referencia oficiales del mercado hipotecario, cointegración.

## **ABSTRACT**

The development of the Spanish mortgage market during the last decade has increased the concern about its integration with capital markets. In this context, this paper examines from an empirical perspective the hypothesis of integration between the primary mortgage market and the capital market in the Spanish case, the latter represented by the debt public market. With this aim, we use different time series analysis procedures in a cointegration context.

The results show the validity of the initial hypothesis in Spain and suggest that the long term public debt market has a significant causal influence over the mortgage market, particularly over the mortgage indexes that represent the cost of mortgages.

**KEYWORDS:** mortgage market, public debt market, integration, mortgage market official indexes, cointegration.

## 1. Introducción.

Las importantes transformaciones experimentadas por el mercado hipotecario español en los últimos tiempos han propiciado un considerable desarrollo del mismo y han acrecentado sensiblemente el interés por la problemática de su integración financiera con el conjunto de los mercados de capitales.

Estas transformaciones han tenido su origen básicamente en los cambios normativos introducidos en el marco del proceso de desregulación de los mercados financieros ocurrido en nuestro país, y que, en el contexto específico del mercado hipotecario, se han dirigido a incrementar las posibilidades de financiación de las entidades que operan en el mismo. A este respecto, el Cuadro 1 contiene un resumen de las principales normas que han afectado al mercado hipotecario español durante la última década.

**Cuadro 1: Normas con incidencia sobre el Mercado Hipotecario Español**

<i>Año</i>	<b>Norma legal</b>	<b>Efectos sobre el mercado hipotecario</b>
<i>1991</i>	Real Decreto 1289/1991, de 2 de agosto, por el que se modifican determinados artículos del Real Decreto 685/1982, de 17 de marzo, de regulación del Mercado Hipotecario.	Potencia las participaciones hipotecarias al mismo tiempo que favorece las condiciones de emisión de las cédulas hipotecarias. Amplia los márgenes de actuación de las entidades suprimiendo la obligación de reinvertir en créditos hipotecarios el producto de las emisiones realizadas.
<i>1992</i>	Ley 19/1992, de 7 de julio, sobre Sociedades de Inversión Inmobiliaria y sobre Fondos de Titulización Hipotecaria.	Posibilita nuevas vías de financiar la concesión de préstamos hipotecarios para las entidades financieras con el fin de abaratar la adquisición de la vivienda introduciendo un nuevo tipo de títulos –los bonos de titulización hipotecaria– en el mercado hipotecario.
<i>1994</i>	Ley 2/1994, de 30 de marzo, sobre subrogación y modificación de préstamos hipotecarios. Orden de 5 de mayo de 1994 sobre transparencia de las condiciones financieras de los préstamos hipotecarios.	Afectan al mercado primario incrementando la transparencia en las operaciones de préstamo hipotecario y facilitando la mejora de las condiciones financieras de los préstamos para los prestatarios mediante la subrogación y novación modificativa de los préstamos ya existentes.

Fuente: Elaboración propia.

Junto a esta mejora en el ámbito de actuación, apoyada a su vez por una mayor exigencia de transparencia en las operaciones por parte de la autoridad monetaria, la mayor cultura financiera adquirida por los agentes constituye un aspecto adicional que

ha podido conducir a la aparición de un nivel más alto de competencia entre los activos negociados en los mercados secundarios hipotecario y de capitales, hasta el punto de convertirse en alternativas de inversión sustitutivas. Por todo ello, cabe esperar que el mercado hipotecario español se haya convertido en un mercado cada vez menos segmentado y más estrechamente vinculado al resto de los mercados de capitales.

Por otra parte, tal y como señalan Hendershott y Van Order (1989) y Archer y Ling (1995) los modelos de valoración de títulos hipotecarios están basados en el modelo neoclásico de competencia perfecta y, de esta forma, asumen que el mercado hipotecario se encuentra plenamente integrado con el conjunto de los mercados de capitales.

El cumplimiento de esta hipótesis permitiría solventar, al menos parcialmente, los habituales problemas de valoración de los activos hipotecarios derivados de su escasa negociación, ya que justificaría el empleo para tal fin de los tantos internos de rendimiento (TIR de aquí en adelante) correspondientes a los títulos de deuda pública con similar duración corregidos con la adición de un margen representativo del diferencial de riesgo existente entre ambas clases de títulos.

En este marco conceptual se desarrolla el presente trabajo, cuyo objetivo primordial es el de contrastar de forma empírica en el caso español la hipótesis de integración entre el mercado hipotecario y el mercado de capitales, representado por el mercado de deuda pública anotada, mediante el empleo de diversos procedimientos econométricos alternativos en un contexto de cointegración.

Dado el carácter no estacionario de los tipos de interés de los activos negociados en los mercados hipotecario y de deuda pública, el análisis de cointegración se revela como una metodología plenamente apropiada para examinar la presencia de integración entre ambos mercados. De hecho, a partir de los trabajos precursores de Devaney et al. (1992) y Goebel y Ma (1993) aplicados en el mercado estadounidense y de Park (1996) en el mercado canadiense, ha aparecido una corriente de literatura basada en la utilización del enfoque de la teoría de cointegración para investigar esta cuestión.<sup>1</sup>

En principio, el estudio de la integración entre los dos mercados considerados puede ser abordado tanto a nivel del mercado primario como del mercado secundario

---

<sup>1</sup> Dentro de este bloque, se pueden destacar, entre otros, los trabajos de Rahman et al. (1997), Rudolph y Griffith (1997) y Allen et al. (1999).

hipotecario. Este trabajo va a centrarse en la primera vertiente a causa de los problemas de falta de disponibilidad de datos relativos al mercado secundario hipotecario durante la primera mitad de los años noventa. Con todo, conviene reseñar que en un trabajo previo se ha obtenido evidencia favorable a la validez empírica de la hipótesis de integración entre el mercado secundario hipotecario y el mercado de deuda pública durante un período muestral reducido que se extiende desde abril de 1996 hasta marzo de 1999.<sup>2</sup>

En cualquier caso, el grado de integración entre el mercado hipotecario y el de deuda pública no tiene porqué ser el mismo en las dos vertientes mencionadas. De hecho, estudios llevados a cabo en el mercado estadounidense a finales de los ochenta [Haney (1988)] concluían que mientras el mercado secundario hipotecario se encontraba integrado con el de deuda pública, el mercado primario continuaba segmentado. No obstante, esta situación se ha modificado con posterioridad tal y como ponen de manifiesto trabajos más recientes como los de Billingsley et al. (1992), Devaney et al. (1992) o Rudolph y Griffith (1997).

A priori, parece más razonable esperar la existencia de integración a nivel del mercado secundario hipotecario, ya que los activos negociados en los mercados hipotecario y de deuda pública pueden representar oportunidades de inversión alternativas para los agentes. Sin embargo, a nivel del mercado primario el vínculo entre los activos de ambos mercados no resulta tan evidente, por lo que presumiblemente va a ser más difícil verificar la hipótesis de integración. De esta forma, si se pretende asociar el grado de desarrollo de un mercado con su integración con el resto de los mercados de capitales, la medida de la mayor o menor segmentación o integración del mismo vendría dada, en última instancia, por el nivel de integración en términos del mercado primario.

Este trabajo se estructura del siguiente modo. Tras esta introducción, la sección segunda presenta los datos utilizados y el período muestral contemplado. A continuación, la sección tercera se centra en el análisis empírico efectuado, recogiendo los aspectos esenciales y los principales resultados obtenidos con los diferentes procedimientos empleados.

En particular, la parte empírica da comienzo con diversos contrastes de raíces unitarias sobre las series individuales y prosigue con la aplicación de varios métodos de cointegración alternativos para detectar posibles relaciones estables a largo plazo entre

---

<sup>2</sup> Véase al respecto el trabajo de Ferrer et al. (1999).

el mercado hipotecario y el mercado de deuda pública. Después se examina la presencia de relaciones de causalidad mediante una doble vertiente integrada por un clásico test de causalidad de Granger en muestra completa y por un enfoque de capacidad predictiva fuera de muestra. Seguidamente, se analizan las interrelaciones dinámicas en el ámbito de la metodología de los perfiles de persistencia y de la modelización VAR tradicional. Por último, el trabajo finaliza con las conclusiones más importantes extraídas del estudio empírico realizado.

## **2. Datos empleados.**

El período muestral utilizado se extiende desde enero de 1993 hasta mayo de 2000 y está integrado por datos de frecuencia mensual (89 observaciones mensuales). La elección del mes de enero de 1993 como punto de partida de la muestra obedece al deseo de conjugar la disponibilidad de un tamaño muestral razonable con el intento de evitar en la medida de lo posible los potenciales problemas provocados por la baja representatividad de los datos del mercado primario hipotecario anteriores a esta fecha, a causa básicamente de las distorsiones generadas por las agresivas políticas de comercialización de préstamos hipotecarios de las entidades de crédito a principios de la década de los noventa para aumentar la captación de clientes. Adicionalmente, también debe tenerse en cuenta la falta de homogeneidad en los datos derivada del cambio en la forma de determinar el tanto anual equivalente (TAE) de los préstamos indizados introducido por la Orden Ministerial de 5 de mayo de 1994.

Debe tenerse en cuenta, por otra parte, que a pesar de las normas tendentes a fomentar la transparencia de las operaciones realizadas en el marco de nuestro sistema financiero, el mercado hipotecario español sigue adoleciendo de escasez de información a nivel del mercado primario. Así, si bien existen series históricas de tipos de interés ofertados por las entidades desglosadas por el tipo de entidad –banco o caja de ahorros–<sup>3</sup> no se efectúa tal desagregación en función de la modalidad de préstamo hipotecario –fijo o indizado. De esta manera, los datos disponibles sobre los tipos de interés de los préstamos hipotecarios constituyen una media de tipos correspondientes a distintas modalidades de préstamo y por lo tanto, de forma implícita, a diferentes plazos.

---

<sup>3</sup> Estas dos series aparecen publicadas con periodicidad mensual en el Boletín Económico del Banco de España.

Adicionalmente, cabe remarcar que en los préstamos concertados a tipo variable las entidades financieras utilizan por lo general tipos fuera de mercado para el periodo inicial con objeto de conferirles un mayor atractivo de cara a los potenciales prestatarios.<sup>4</sup>

Pese a estos inconvenientes, y ante la ausencia de datos de superior calidad, se ha optado por tomar como variables representativas del mercado primario hipotecario las series de tipos de interés publicadas por el Banco de España referidas a las operaciones de préstamo hipotecario a más de tres años concertadas por los bancos y las cajas de ahorro, respectivamente. Dado que estas series constituyen únicamente dos de los índices de referencia oficiales del mercado hipotecario español, con la finalidad de ofrecer una visión más completa de la situación del mercado primario hipotecario se ha decidido ampliar el análisis con la incorporación del resto de índices oficiales del mercado hipotecario.<sup>5</sup>

Así pues, los tipos de interés de referencia hipotecarios considerados en el presente estudio proceden del Boletín Económico del Banco de España y son los siguientes:<sup>6</sup>

- el tipo medio mensual de los préstamos hipotecarios a más de tres años concedidos por los bancos (TBCO<sub>t</sub>);
- el tipo medio mensual de los préstamos hipotecarios a más de tres años contratados por las cajas de ahorros (TCAJ<sub>t</sub>);
- el tipo medio mensual de los préstamos hipotecarios a más de tres años concedidos por el conjunto de entidades (TTOT<sub>t</sub>);<sup>7</sup>

---

<sup>4</sup> A raíz de la entrada en vigor de la O.M. de 5 de mayo de 1994, esta práctica simplemente ocasiona una ligera disminución del tipo de interés efectivo (TAE) de los préstamos emitidos a tipo variable.

<sup>5</sup> Ello se debe a que la mayor parte de los préstamos hipotecarios concertados en la actualidad son préstamos indizados. En concreto, según datos del Banco de España (1998), el 75% del total de préstamos hipotecarios en vigor el 31 de diciembre de 1998 eran préstamos indizados, los cuales representaban un total del 86% del saldo vivo de esa cartera hipotecaria. Dentro del conjunto de préstamos indizados, a su vez el 86% se había pactado utilizando uno de los seis índices de referencia oficiales.

<sup>6</sup> Si bien la inclusión del *Euribor* como índice de referencia oficial del mercado hipotecario provocó que durante un cierto tiempo fuesen siete y no seis los índices de referencia oficiales, éste no se ha incluido en la muestra dada la escasez de datos disponibles del mismo, ya que empezó a publicarse en enero de 1999.

<sup>7</sup> Hasta enero de 1997, el conjunto de entidades hacía referencia a bancos, cajas y sociedades de crédito hipotecario. A partir de esa fecha, en que las últimas se transformaron en establecimientos financieros de crédito, este índice solo incluye datos de bancos y cajas de ahorro.

- el tipo activo de referencia medio mensual de las cajas de ahorros, también conocido como indicador CECA (TCEC<sub>t</sub>);
- el tipo interno de rendimiento medio mensual en el mercado secundario de la deuda pública de plazo entre dos y seis años (TDEU<sub>t</sub>);
- el tipo interbancario medio mensual a plazo de un año, usualmente denominado MIBOR a un año (TMIB<sub>t</sub>).<sup>8</sup>

Al respecto, conviene matizar que únicamente los tres primeros índices representan tipos de interés del mercado primario, ya que reflejan el coste medio de los préstamos hipotecarios para adquisición de vivienda libre notificados al Banco de España por parte de las entidades de crédito que los han aplicado. Estas tres series hacen referencia a los TAE de los préstamos hipotecarios y no a los tantos nominales a los que se pactan los mismos. De este modo, los gastos incorporados por las entidades financieras a estas operaciones aparecen incluidos, con lo que se consigue evitar posibles distorsiones derivadas del establecimiento de diferentes estrategias en las políticas de precios seguidas por las entidades.

En contraposición, tal y como indica el propio Banco de España (1998:107), los tres índices de referencia hipotecarios restantes son indicativos del coste de la financiación para las entidades financieras, si bien en realidad sólo el MIBOR a un año podría ser contemplado como una aproximación al tipo de mercado utilizado por las entidades financieras para captar fondos, mientras que los otros dos índices no admiten tal consideración.

Por su parte, los datos del mercado de deuda pública corresponden a los TIR medios mensuales de las operaciones de compraventa simple al contado llevadas a cabo en el mercado secundario de deuda pública anotada con obligaciones del Estado con un plazo hasta el vencimiento de diez años (TI10<sub>t</sub>) y han sido extraídos de las series históricas de mercados financieros publicadas por el Banco de España. En este sentido, se ha considerado que el plazo de diez años es el idóneo para comparar con las

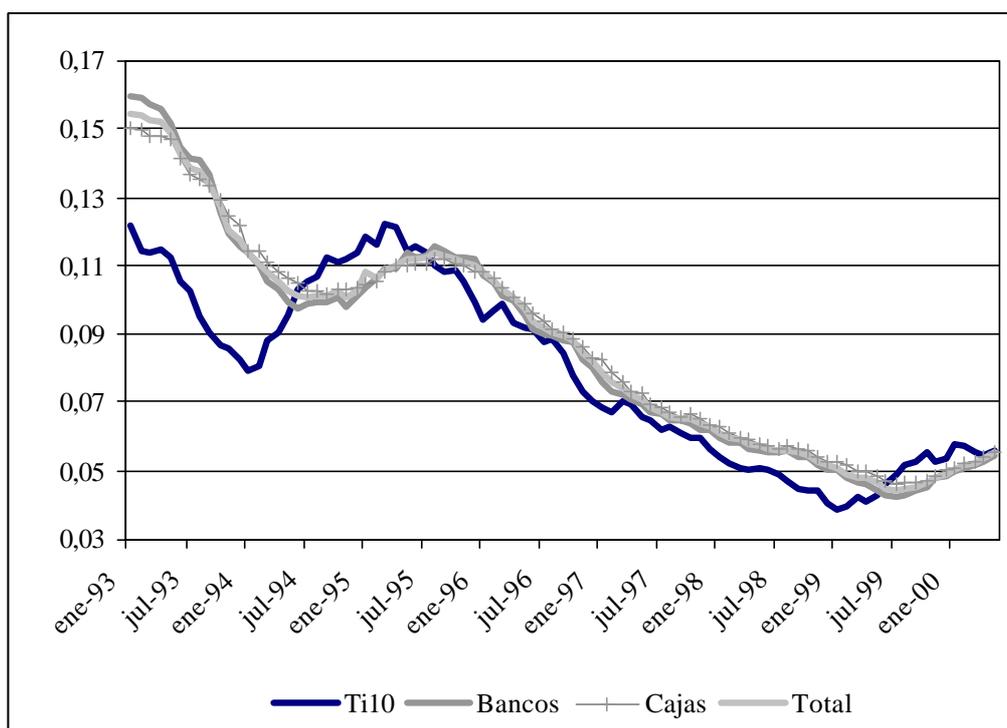
---

<sup>8</sup> A pesar de la supresión del carácter oficial de índice de referencia del mercado hipotecario del MIBOR por la Orden Ministerial de 1 de diciembre de 1999, con efectos a partir del 1 de enero de 2000, amparándose en la habilitación concedida en el artículo 48.2.e) de la Ley 46/1988, de Disciplina e Intervención de las Entidades de Crédito, se ha decidido mantener la serie en el análisis dada su elevada implantación en los convenios de indización de los préstamos indizados realizados con anterioridad a dicha fecha. Según el Banco de España, a 31 de diciembre de 1998 un 35% de los préstamos hipotecarios en que se utilizaba un índice de referencia oficial empleaba el MIBOR a un año.

operaciones hipotecarias, vinculadas asimismo a horizontes temporales extensos, puesto que el TIR de los títulos de deuda pública a diez años suele constituir el referente de los tipos de interés a largo plazo habitualmente utilizado en los mercados financieros.<sup>9</sup>

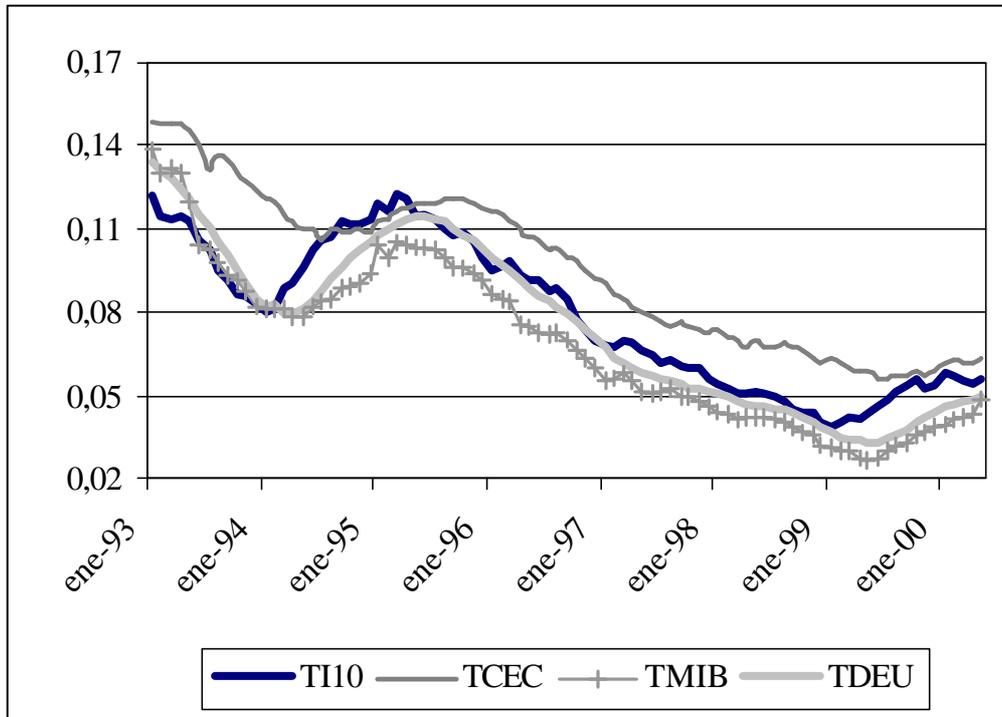
En los Gráficos 1 y 2 se recoge la evolución temporal conjunta de los índices de referencia de los préstamos hipotecarios y de los tipos de interés de las obligaciones del Estado a diez años durante el periodo de estudio contemplado. Específicamente, en el gráfico 1 se muestra la trayectoria de los índices de referencia representativos del coste en el mercado de un préstamo hipotecario (bancos, cajas de ahorro y total de entidades) junto con la de los tipos de los títulos de deuda pública a diez años, mientras que en el gráfico 2 se combina esta última serie con las de los restantes índices de referencia oficiales.

**Gráfico 1: Evolución temporal de los índices hipotecarios y del tipo de interés de la deuda pública a diez años**



<sup>9</sup> De hecho, la práctica totalidad de trabajos que analizan la integración entre el mercado hipotecario y el mercado de deuda pública en otros sistemas financieros emplean los tantos internos de rendimiento de los títulos a diez años como representativos del mercado de deuda a largo plazo.

**Gráfico 2: Evolución temporal de los índices hipotecarios y del tipo de interés de la deuda pública a diez años**



En líneas generales, todas las series reflejan la tendencia decreciente que ha caracterizado a los tipos de interés del sistema financiero español durante la mayor parte del periodo de análisis, si bien desde finales del primer semestre de 1999 se ha producido un repunte de tipos. De la simple inspección visual se desprende la existencia de una estrecha vinculación entre los dos mercados considerados a lo largo de todo el período muestral.

En el gráfico 1 se puede ver que los índices de referencia hipotecarios, además de situarse generalmente por encima de los tipos de la deuda pública, siguen una senda más suave y estable que los tipos de las obligaciones a diez años, aspecto que puede ser atribuido a la diferente naturaleza de ambas clases de tipos de interés. De forma adicional, se aprecia que los índices hipotecarios siguen la trayectoria de los tipos del mercado de deuda pública, aunque con un cierto retraso motivado por la política de

fijación de precios de las entidades financieras en sus operaciones hipotecarias.<sup>10</sup> En concreto, se observa una adaptación a los cambios de tendencia ligeramente más lenta en el caso del índice de las cajas de ahorro.

Frente a esto, en el gráfico 2 pueden observarse ciertas diferencias en el comportamiento de los tres índices hipotecarios representados, previsiblemente causadas por su naturaleza heterogénea, en especial entre el indicador de la CECA y las otras dos referencias. Al comparar la evolución de estas referencias con la de los tipos de interés de la deuda pública, se pone de relieve un mayor grado de conexión de estos últimos con los dos índices propiamente de mercado (MIBOR y deuda) que con el indicador CECA, que presenta un comportamiento más autónomo derivado de su construcción como una media de tipos de interés de préstamos sin garantía real y de préstamos hipotecarios.

Con todo, el MIBOR a un año y el índice de deuda aparecen como los índices hipotecarios con una trayectoria más parecida a la de los tipos de la deuda pública a diez años, mientras que en el resto de índices se aprecia un mayor retraso en la adaptación a los cambios en las condiciones de mercado.

En cualquier caso, resulta especialmente llamativo el que durante ciertos períodos los tipos de interés de la deuda pública presenten niveles superiores a los de los tipos representativos del coste de los préstamos hipotecarios, sobre todo teniendo en cuenta el mayor riesgo crediticio incorporado por las operaciones hipotecarias con respecto a la deuda del Estado. En concreto, este tipo de comportamiento se aprecia en los períodos de repunte de tipos comprendidos entre la segunda mitad del año 1994 y el final del primer trimestre de 1995 y el segundo semestre de 1999 y el final de la muestra.

Esta aparente anomalía puede ser explicada en base a la peculiar naturaleza de los datos disponibles sobre préstamos hipotecarios. Al respecto, como se ha mencionado antes, los tipos de interés de los préstamos hipotecarios utilizados son una media de tipos asociados a distintos plazos, si bien la gran mayoría de los préstamos hacen referencia a operaciones a tipo variable, cuyo plazo efectivo se encuentra intrínsecamente vinculado al período de revisión de los tipos de interés, el cual suele ser anual. Otro factor adicional, aunque con menor relevancia, se refiere al método de

---

<sup>10</sup> Así como los tipos de interés de la deuda pública pueden variar incluso diariamente, las condiciones de los préstamos hipotecarios no pueden ser modificadas por las entidades con una frecuencia tan elevada.

amortización comúnmente empleado en los préstamos hipotecarios –método francés<sup>11</sup>–, que lleva aparejada una importante reducción en la duración de dichos préstamos situándola muy por debajo de la correspondiente a los títulos de deuda pública con idéntico plazo hasta el vencimiento.

En suma, de todo lo anterior se desprende que una fracción muy importante de los préstamos hipotecarios considerados se corresponde con un horizonte temporal muy inferior a los diez años de la deuda del Estado, lo que, unido al cierto desfase temporal con que los índices hipotecarios parecen ajustarse ante las variaciones de los tipos de mercado, provoca que en determinados períodos de repunte de tipos de interés los tipos de la deuda del Estado se sitúen en niveles más altos que los de los préstamos hipotecarios, debido a que estos últimos todavía no han recogido el cambio en la trayectoria de los mercados.

### **3. Análisis empírico.**

#### **3.1. *Contrastes de raíces unitarias.***

Dado que la existencia de cointegración requiere que todas las variables consideradas sean integrables del mismo orden, para determinar su orden de integración de forma robusta se han aplicado el contraste de raíces unitarias de Phillips-Perron (PP), construido por Phillips y Perron (1988), y el test de estacionariedad KPSS, diseñado por Kwiatkowski et al. (1992).

En lo concerniente a los resultados obtenidos, se ha llegado a la conclusión de que todas las series individuales, a excepción del índice hipotecario de deuda que resulta integrable de orden dos, son procesos integrables de orden uno. Así, dado que esta referencia hipotecaria es la única que incumple el requisito previo indispensable para la presencia de cointegración, se ha optado por excluirla del análisis de cointegración posterior. No obstante, esto no va a representar un serio problema debido a que el índice

---

<sup>11</sup> El método de amortización francés se caracteriza por el pago de cuantías constantes mientras el tipo de interés aplicado en la operación permanezca inalterado.

de deuda se ha venido utilizando de forma meramente residual en los préstamos hipotecarios.<sup>12 13</sup>

### **3.2. *Análisis de cointegración.***

La teoría de cointegración introducida por Engle y Granger (1987) se configura como un marco sumamente apropiado para analizar la presencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre variables no estacionarias sin incurrir en resultados de naturaleza espuria. La literatura sobre estimación de relaciones de cointegración entre series temporales financieras se centra en el empleo de diferentes aproximaciones que, en líneas generales, pueden ser englobadas dentro de dos categorías. Por un lado, los procedimientos basados en la estimación de una sola ecuación, que asumen la existencia de un único vector de cointegración. Por otro, los fundamentados en la estimación de un sistema de ecuaciones, los cuales permiten encontrar múltiples relaciones de cointegración. Con todo, el método de estimación más idóneo va a depender del contexto económico particular de cada caso.

En el presente estudio, la metodología de cointegración se aplica a nivel bivalente y va a permitir detectar, en caso de existir, las conexiones estables a largo plazo entre los índices de referencia del mercado primario hipotecario y los tipos de interés de las obligaciones del Estado a diez años del mercado secundario de deuda pública anotada.

Con el objeto de dotar de una mayor robustez a los resultados, garantizando que la evidencia obtenida no se vea sensiblemente afectada por el enfoque específico utilizado, se han empleado diversos procedimientos alternativos de cointegración. En particular, la aproximación de máxima verosimilitud de Johansen (1988 y 1991), el test aplicable sobre los residuos de la regresión de cointegración diseñado por Shin (1994) y el modelo de retardos autorregresivos distribuidos (ARDL) propuesto por Pesaran y Shin (1995).

---

<sup>12</sup> Según datos del Banco de España (1998) a finales de 1997 este índice sólo era utilizado por una entidad y su empleo representaba tan sólo el 0.5% del total de préstamos indizados concertados.

<sup>13</sup> Por motivos de espacio no se han incluido los cuadros con los resultados correspondientes a los contrastes PP y KPSS sobre las variables consideradas. No obstante, éstos pueden solicitados a los autores.

A este respecto, conviene precisar que los contrastes de Shin y de Pesaran y Shin son métodos de estimación de una única ecuación, mientras que la formulación de Johansen constituye el ejemplo paradigmático de método de sistema. No obstante, dado que en un contexto bivariante como el aquí contemplado no puede haber más de un vector de cointegración, ambas modalidades de contraste se muestran adecuadas para investigar la presencia de cointegración entre índices hipotecarios y tipos de interés de la deuda pública. Asimismo, los planteamientos de Johansen y ARDL se centran en la contrastación de la hipótesis nula de ausencia de cointegración frente a la alternativa de existencia de cointegración, mientras que el enfoque de Shin contrasta la hipótesis nula de cointegración.

Así pues, el empleo combinado de estos tres contrastes va a hacer posible llegar a resultados más fiables y concluyentes acerca de la existencia de relaciones estables a largo plazo entre los tipos de interés de los mercados hipotecario y de deuda pública españoles.

A continuación, se recogen los principales resultados obtenidos con la aplicación de estos tres métodos de cointegración. Además, dado que los procedimientos de Shin y ARDL todavía presentan un grado de divulgación muy inferior al de Johansen, también se incluyen los rasgos más destacados de estos dos planteamientos.

El Cuadro 2 contiene los resultados de la metodología de Johansen para cada uno de los diferentes pares de variables considerados. La fijación de la estructura de retardos óptima del modelo VAR típico de este enfoque se ha realizado en base a los criterios de Akaike y de Schwarz y ha llevado a tomar dos retardos. Con respecto a la inclusión de componentes deterministas en el sistema se ha optado por uno de los esquemas más usuales, consistente en la inserción de una constante tanto en el proceso VAR como en la ecuación de cointegración.

Como se puede apreciar, con los estadísticos de la traza y del valor propio máximo la hipótesis nula de ausencia de cointegración se rechaza con claridad a un nivel de significación del 5% en todos los casos. Sin embargo, la hipótesis nula de como máximo un vector de cointegración no puede ser rechazada a los niveles convencionales, lo que conduce directamente a afirmar que hay una única relación de equilibrio a largo plazo entre los tipos de interés de las obligaciones del Estado a diez años y cada uno de los índices de referencia hipotecarios.

## Cuadro 2: Contraste de cointegración de Johansen

**Período muestral: Enero 1993 - Mayo 2000**

Este Cuadro muestra los resultados del contraste de cointegración de Johansen aplicado para examinar las posibles conexiones a largo plazo existentes, desde una perspectiva bivariante, entre los índices de referencia del mercado primario hipotecario y los tipos de interés de las obligaciones del Estado a 10 años negociadas en el mercado secundario de deuda pública anotada. Específicamente, contiene el número óptimo de retardos de cada especificación y las cuantías de los estadísticos del test de la traza y del valor propio máximo utilizados para contrastar las hipótesis nulas de como máximo cero y un vector de cointegración, siendo  $r$  denota el número de relaciones de cointegración. En línea con la práctica usual, \* y \*\* implican unos niveles de significación del 5 y del 1%, respectivamente.

VARIABLES IMPLICADAS	NUMERO OPTIMO DE RETARDOS	HIPOTESIS NULA	ESTADISTICO DE LA TRAZA	ESTADISTICO DEL VALOR PROPIO MAX.
TBCO <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	2	$r \leq 0$ $r \leq 1$	23.773* 1.625	22.1468* 1.625
TCAJ <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	2	$r \leq 0$ $r \leq 1$	24.193* 2.098	22.095* 2.098
TTOT <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	2	$r \leq 0$ $r \leq 1$	25.494* 1.928	23.566* 1.928
TMIB <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	2	$r \leq 0$ $r \leq 1$	39.931* 1.412	38.519* 1.412
TCEC <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	2	$r \leq 0$ $r \leq 1$	34.105* 2.180	31.925* 2.180

Fuente: Elaboración propia.

De lo anterior se deduce que los tipos de interés de los títulos a diez años negociados en el mercado de deuda pública y los tipos de referencia del mercado hipotecario evolucionan de forma conjunta en el largo plazo, aunque en el corto plazo pueden producirse ciertas desviaciones transitorias del estado de equilibrio.

Por otra parte, dado que el objetivo primordial es examinar la hipótesis de cointegración, a menudo se argumenta que la presencia de cointegración podría ser una elección más natural de la hipótesis nula a contrastar. En este contexto, el test aplicable sobre los residuos de la relación de cointegración propuesto por Shin (1994) contrasta la hipótesis nula de cointegración frente a la alternativa de no cointegración. En esencia, esta metodología puede ser vista como una extensión multivariante del contraste de estacionariedad KPSS.

Este enfoque se basa en la estimación eficiente de los coeficientes de la ecuación a largo plazo y suele aplicarse sobre los residuos del vector de cointegración generado

con el método de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS) de Stock y Watson (1993).

Específicamente, el procedimiento DOLS se centra en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de la regresión de cointegración estática entre los niveles de las variables implicadas incrementada con la inclusión de valores retardados, contemporáneos y futuros de las primeras diferencias de los regresores. Esta corrección se efectúa para eliminar los potenciales problemas provocados por la posible endogeneidad de los regresores. Además, el impacto de la autocorrelación del término residual se corrige de forma no paramétrica.

Además de permitir estimar de manera eficiente las relaciones a largo plazo,<sup>14</sup> esta técnica posibilita la realización de contrastes de hipótesis sobre los elementos de los vectores de cointegración. Stock y Watson (1993) demuestran, en base a simulaciones de Monte Carlo, que el contraste DOLS es preferible, especialmente en muestras pequeñas, a otros procedimientos tales como el clásico de Engle y Granger y el de Johansen.<sup>15</sup>

En el Cuadro 3 aparecen los resultados de este contraste de cointegración. La especificación DOLS ha sido estimada añadiendo cuatro retardos y cuatro adelantos de las primeras diferencias de los tipos de las obligaciones del Estado a diez años a la regresión estática a largo plazo. Este número ha sido establecido con el criterio de Stock y Watson, consistente en calcular el orden óptimo de retardos como la parte entera de la raíz cúbica del tamaño muestral. De forma adicional, para obtener estimaciones robustas a posibles problemas de autocorrelación y de heterocedasticidad la matriz de covarianzas ha sido derivada con la corrección de Newey-West y promediando las primeras cuatro autocovarianzas del término de error con una ventana de Bartlett.<sup>16</sup>

---

<sup>14</sup> De hecho, los estimadores obtenidos resultan asintóticamente equivalentes a los calculados con la aproximación de Johansen.

<sup>15</sup> En concreto, constatan que el estimador obtenido con el enfoque de Johansen tiene una distribución empírica con una mayor dispersión que los estimadores alternativos derivados de métodos de cointegración basados en una sola ecuación. A su vez, dentro de los estimadores de una sola ecuación encuentran que el estimador DOLS tiene un sesgo mínimo para tamaños muestrales razonables junto con la menor dispersión.

<sup>16</sup> En cualquier caso, conviene remarcar que los resultados alcanzados se han mantenido prácticamente inalterados ante variaciones en la estructura de retardos y adelantos y en la amplitud de la ventana de Bartlett

### Cuadro 3: Contraste de cointegración de Shin

Período muestral: Enero 1993 - Mayo 2000

Este Cuadro presenta los resultados del procedimiento de cointegración de Shin aplicado en un contexto bivariante para contrastar la hipótesis nula de presencia de cointegración entre los índices de referencia del mercado primario hipotecario y los tipos de las obligaciones del Estado a 10 años. Para cada par de variables implicadas se recogen los valores de los estadísticos del test de Shin correspondientes a dos especificaciones alternativas, una que contiene sólo una constante y otra que incluye constante y tendencia lineal. Asimismo, para obtener estimaciones consistentes se ha utilizado un parámetro de truncamiento de retardos igual a dos. Como siempre, \* y \*\* implican unos niveles de significación del 5 y del 1%, respectivamente.

VARIABLES IMPLICADAS	HIPOTESIS NULA	ESTADISTICO TEST SHIN (k=2)	
TBCO <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	r=1	$\eta\mu=0.454^*$	$\eta\tau=0.160^*$
TCAJ <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	r=1	$\eta\mu=0.144$	$\eta\tau=0.007$
TTOT <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	r=1	$\eta\mu=0.280$	$\eta\tau=0.083$
TMIB <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	r=1	$\eta\mu=0.122$	$\eta\tau=0.112$
TCEC <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	r=1	$\eta\mu=0.067$	$\eta\tau=0.046$

Fuente: Elaboración propia.

Se puede observar que al utilizar un parámetro de truncamiento de retardos igual a dos, la hipótesis nula de presencia de cointegración del test de Shin no puede ser rechazada a los niveles de significación habituales en ninguno de los casos contemplados, con independencia de la especificación planteada.<sup>17</sup> De hecho, sólo en el caso del índice hipotecario de los bancos dicha hipótesis nula se rechaza a un nivel del 5%, aunque no al 1%.

Este resultado no hace sino confirmar la validez empírica de la relación de cointegración entre los distintos índices del mercado hipotecario y los tipos de interés de la deuda pública a diez años previamente hallada con el planteamiento de Johansen.

Seguidamente, se emplea el método de cointegración ARDL, formulado por Pesaran y Shin (1995) y por Pesaran et al. (1996). Este procedimiento resulta apropiado cuando sólo existe una conexión estable a largo plazo y su principal ventaja estriba en que no requiere el conocimiento exacto del orden de integración de las variables de interés. Asimismo, también permite realizar contrastes de restricciones sobre los parámetros del vector de cointegración.

---

<sup>17</sup> Los resultados obtenidos se muestran robustos a la elección de diversos órdenes de retardos alternativos.

El enfoque ARDL se aplica en el ámbito de un MCE y se instrumenta en dos etapas. En la primera, se contrasta la hipótesis nula de ausencia de relaciones a largo plazo mediante el empleo de un estadístico F de distribución asintótica no estándar. Al respecto, se opera con dos conjuntos de valores críticos, tabulados en Pesaran et al. (1996), uno para el caso en que todas las variables son integrables de orden uno y otro para cuando todas ellas son estacionarias, con lo que se obtiene una banda de valores críticos que abarca todas las posibles clasificaciones de las variables según su orden de integración. En la segunda etapa se procede a estimar los coeficientes de la relación de equilibrio a largo plazo detectada.

El Cuadro 4 presenta los resultados de este planteamiento al considerar como máximo cuatro retardos de cada una de las variables implicadas.<sup>18</sup> Para todos los índices hipotecarios, con la única excepción del MIBOR a un año, el estadístico F obtenido excede el límite superior de la banda de valores críticos a los niveles de significación usuales, rechazándose así con carácter general la hipótesis nula de no cointegración entre los índices hipotecarios y los tipos de la deuda pública.

#### **Cuadro 4: Contraste de cointegración Ardl**

**Período muestral: Enero 1993 - Mayo 2000**

Este Cuadro recoge los resultados del método de cointegración ARDL aplicado a nivel bivariante para contrastar la hipótesis nula de ausencia de cointegración entre los índices de referencia hipotecarios y los tipos de interés de las obligaciones del Estado a 10 años. Para cada par de variables se muestran las cuantías del estadístico F característico del test ARDL. Como siempre, \* y \*\* implican unos niveles de significación del 5 y del 1%, respectivamente.

<b>VARIABLES IMPLICADAS</b>	<b>HIPOTESIS NULA</b>	<b>ESTADISTICO F TEST ARDL</b>
TBCO <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	r=0	6.634*
TCAJ <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	r=0	9.112**
TTOT <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	r=0	7.710*
TMIB <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	r=0	4.531
TCEC <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	r=0	9.217**

Fuente: Elaboración propia.

---

<sup>18</sup> Al cambiar el número de retardos y repetir el análisis se llega a resultados prácticamente idénticos.

Por último, a modo de resumen el cuadro 5 recoge los vectores de cointegración definitivos estimados con la metodología de Johansen.<sup>19</sup>

### Cuadro 5: Relaciones de equilibrio a largo plazo normalizadas definitivas

#### Enfoque de cointegración de Johansen. Período muestral: Enero 1993 - Mayo 2000

Este Cuadro contiene los vectores de cointegración normalizados definitivos obtenidos al aplicar la metodología de Johansen para estimar las relaciones de equilibrio a largo plazo existentes entre los índices de referencia del mercado primario hipotecario y los tipos de interés de las obligaciones del Estado a 10 años. Además, también se incluyen los valores del estadístico del test de la restricción de que el coeficiente a largo plazo de los tipos de la deuda pública a 10 años es exactamente igual a uno, con los correspondientes niveles de probabilidad entre paréntesis.

VARIABLES IMPLICADAS	VECTOR DE COINTEGRACIÓN NORMALIZADO	ESTADÍSTICO TEST DE RESTRICCIONES
TBCO <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	TBCO <sub>t</sub> = -0.003 + TI10 <sub>t</sub> + u <sub>1t</sub>	$\chi^2$ (1) =0.042 (0.837)
TCAJ <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	TCAJ <sub>t</sub> = -0.003 + TI10 <sub>t</sub> + u <sub>2t</sub>	$\chi^2$ (1) =0.163 (0.687)
TTOT <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	TTOT <sub>t</sub> = -0.003 + TI10 <sub>t</sub> + u <sub>3t</sub>	$\chi^2$ (1) =0.045 (0.832)
TMIB <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	TMIB <sub>t</sub> = -0.014 + TI10 <sub>t</sub> + u <sub>4t</sub>	$\chi^2$ (1) =0.878 (0.349)
TCEC <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	TCEC <sub>t</sub> = 0.007 + TI10 <sub>t</sub> + u <sub>5t</sub>	$\chi^2$ (1) =0.413 (0.521)

Fuente: Elaboración propia.

Con el propósito de dotar de un mayor significado económico a estos vectores, todos ellos han sido normalizados en función del índice de referencia del mercado hipotecario utilizado en cada caso. Asimismo, en todas las ocasiones se ha incluido un término de error  $u_{it}$  indicativo de la desviación temporal de la situación de equilibrio a largo plazo. En adición, conviene remarcar que las relaciones de cointegración aquí presentadas son las obtenidas tras contrastar, mediante el test propuesto por Johansen y Juselius (1990), la restricción de que el coeficiente a largo plazo de los tipos de interés de las obligaciones del Estado a diez años adopta un valor igual a la unidad.

Como se puede apreciar, las distintas relaciones a largo plazo muestran una estructura acorde con lo que cabría esperar. Así, en todos los casos se detecta una vinculación positiva entre los índices hipotecarios y los tipos de interés de los títulos a diez años y además se constata que el parámetro de elasticidad a largo plazo de los tipos de la deuda pública no es significativamente distinto de uno. Esto sugiere que los índices del mercado hipotecario y los tipos de interés de la deuda pública a diez años no

---

<sup>19</sup> Las relaciones de equilibrio a largo plazo definitivas obtenidas con los métodos de Shin y ARDL guardan una gran similitud con las del enfoque de Johansen, aunque no han sido incluidas por motivos de espacio. No obstante, los cuadros con los correspondientes resultados pueden ser solicitados a los autores.

sólo se mueven conjuntamente en el tiempo, sino que lo hacen en base a una relación proporcional de tipo uno a uno.

De hecho, la semejanza más acusada aparece entre los tres primeros índices, representativos del coste medio de los préstamos hipotecarios en las diferentes entidades de crédito, en los que el vector de cointegración calculado es idéntico.<sup>20</sup>

A la luz de la evidencia aquí obtenida, se puede concluir que en el caso español se pone de manifiesto una fuerte vinculación en el largo plazo entre el mercado hipotecario y el mercado de deuda pública anotada, lo que puede ser interpretado como una señal inequívoca de la existencia de un importante nivel de integración financiera entre ambos mercados.

Otra cuestión interesante que se plantea a continuación hace referencia a si la relación de equilibrio a largo plazo detectada es estable o, por el contrario, fluctúa significativamente durante el período muestral contemplado a causa de la presencia de cambios estructurales.

En este sentido, una forma sencilla de comprobar la estabilidad de los parámetros a largo plazo consiste en estimar recursivamente los coeficientes vinculados a los términos de corrección de error en el marco del MCE propio del contraste de Johansen. En particular, la variable término de corrección de error es estimada inicialmente tomando cuatro años de datos al objeto de evitar posibles sesgos derivados de un tamaño muestral reducido y a partir de aquí da comienzo un proceso recursivo en virtud del cual se repite la estimación cada vez que un dato adicional es añadido al modelo.

El gráfico 3 muestra los estimadores del coeficiente corrector de error a lo largo del tiempo correspondientes a los MCE contruados para las relaciones de cointegración entre los índices hipotecarios del total de entidades, MIBOR a un año y de la CECA<sup>21</sup> y los tipos de interés de la deuda pública a diez años. También se incluyen unas líneas discontinuas representativas de dos desviaciones típicas en torno al valor del coeficiente estimado.

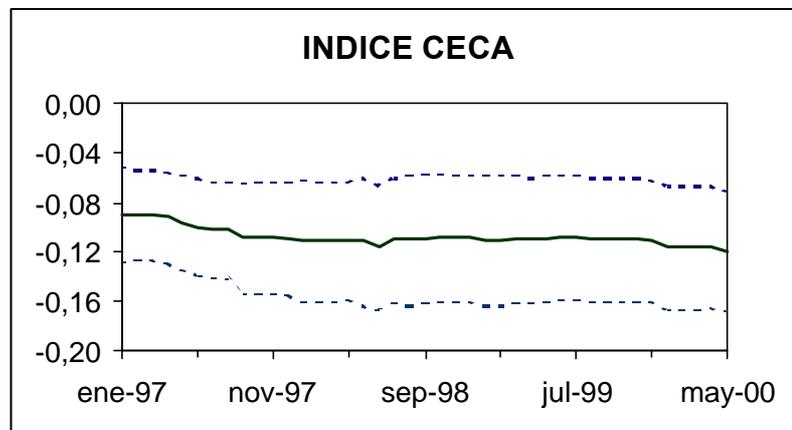
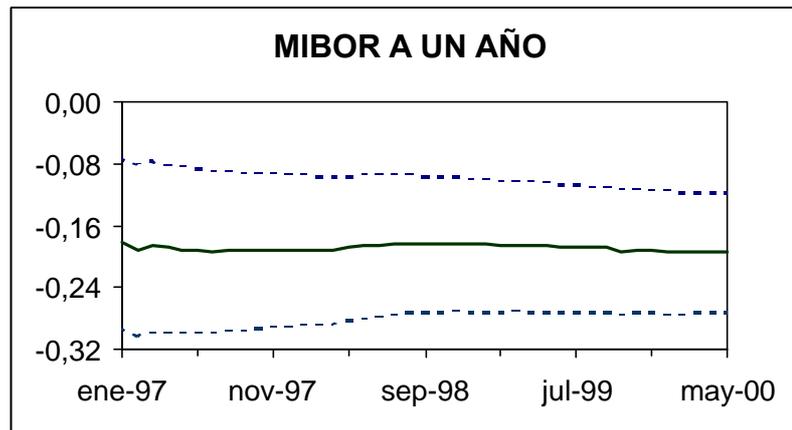
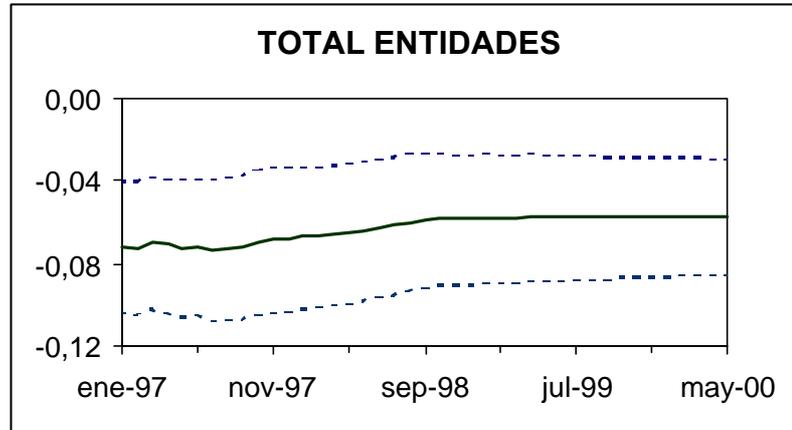
---

<sup>20</sup> La evidencia alcanzada para el índice hipotecario del total de entidades se muestra totalmente coherente con lo que cabía esperar, ya que este índice no es más que una media ponderada de los respectivos índices de bancos y de cajas de ahorro.

<sup>21</sup> Los gráficos correspondientes a los índices hipotecarios de bancos y cajas de ahorro resultan casi idénticos al del índice representativo del total de entidades.

**Gráfico 3: Estabilidad de las relaciones de cointegración estimadas**

**Período muestral: Enero 1997-Mayo 2000**



Los resultados de las diferentes referencias hipotecarias guardan un importante parecido entre sí. Tal y como era de prever, el límite superior del intervalo de confianza de los términos correctores de error siempre toma valores negativos. En todas las ocasiones, los estimadores de estos coeficientes adoptan una cuantía muy similar a lo largo de todo el período de estudio, lo que parece sugerir la existencia de una relación estable y consistente para cada uno de los índices y la ausencia de problemas de estabilidad estructural.

A fin de completar el análisis de la estabilidad de los vectores de cointegración, se aplica el contraste de Gregory y Hansen (1996). Este test es una extensión del enfoque clásico de Engle y Granger y permite contrastar la hipótesis nula de no cointegración frente a la alternativa de cointegración en presencia de un posible cambio estructural ocurrido en un punto de la muestra desconocido a priori.

En concreto, Gregory y Hansen consideran varios tipos alternativos de cambio estructural en el planteamiento estándar de Engle y Granger, que se materializan en los tres modelos de regresión siguientes. El primero permite un cambio de nivel en la relación de cointegración a través de una variación en el término independiente de la ecuación a largo plazo. El segundo es una variación de la anterior basada en la agregación de una tendencia lineal y sigue reflejando un cambio de nivel por medio de una modificación en la constante de la regresión. Finalmente, el tercero posibilita un cambio de régimen plasmado a través de una alteración en el término constante y/o en los coeficientes de las variables de la relación a largo plazo. En todos los casos, para modelizar el cambio en la estructura se utiliza una variable ficticia que adopta un valor nulo hasta el punto de ruptura considerado y una cuantía igual a la unidad a partir de dicha fecha.

El estadístico del método de Gregory y Hansen, denotado por DFA\*, constituye una versión modificada del estadístico DFA (Dickey-Fuller aumentado) del test de Engle y Granger y se aplica sobre los residuos de las regresiones de cointegración anteriores estimadas por MCO. Con respecto a su computación, cabe reseñar que en principio el DFA se calcula para todos y cada uno de los posibles puntos de ruptura y posteriormente el DFA\* se define como el mínimo de los estadísticos precedentes y sus

valores numéricos pueden ser comparados con los valores críticos tabulados por Gregory y Hansen (1996).<sup>22</sup>

El Cuadro 6 contiene los resultados de la aplicación de este procedimiento. Para cada una de las tres formulaciones contempladas recoge la cuantía del estadístico DFA\*, su número de retardos apropiado –elegido en base al criterio de significación de Perron (1997)<sup>23</sup>–, y la fecha estimada en que se produce el cambio estructural.

La evidencia presentada se muestra plenamente consistente con la del análisis recursivo de la estabilidad del MCE. Así, en todos los casos y con independencia del modelo considerado, la hipótesis nula de no cointegración en presencia de cambio estructural del test de Gregory y Hansen no puede ser rechazada a los niveles habituales, lo que va totalmente en contra de la existencia de cambios estructurales en la ecuación de cointegración. Este resultado, junto con el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración convencional (sin cambio estructural) en los contrastes de Johansen y ARDL, más potentes en ausencia de cambios en la estructura, lleva a concluir que las relaciones de cointegración estimadas entre los índices de referencia hipotecarios y los tipos de interés de la deuda pública a diez años presentan una naturaleza claramente estable a lo largo del período muestral.

### **3.3. *Análisis de causalidad.***

#### *3.3.1. Contraste de causalidad en el sentido de Granger.*

El siguiente paso consiste en investigar la existencia de relaciones de causalidad entre los índices hipotecarios y los tipos de interés de las obligaciones del Estado a diez años mediante la aplicación de un clásico contraste de causalidad de Granger en muestra completa en un marco de cointegración. En este sentido, la presencia de relaciones causales entre los tipos de interés de los mercados hipotecario y de deuda pública puede

---

<sup>22</sup> En la práctica, el estadístico DFA es normalmente obtenido para cada punto de ruptura perteneciente al intervalo  $([0.15T], [0.85T])$ , siendo T el tamaño de la muestra y [ ] la parte entera del número. Dado el período muestral considerado en este trabajo, este criterio ha llevado a emplear 66 posibles puntos de ruptura.

<sup>23</sup> Según este criterio, la estructura de retardos óptima se determina a través de una estrategia secuencial consistente en tomar inicialmente un número de retardos elevado en la especificación del test DFA e ir reduciendo gradualmente el número de retardos hasta que el último resulte significativo a un nivel del 5% utilizando valores críticos normales.

ser interpretada como un claro indicio de un considerable grado de integración entre ambos mercados.

### Cuadro 6: Contraste de cointegración con cambio estructural

**Método de cointegración de Gregory y Hansen. Período muestral: Enero 1993 - Mayo 2000**

Este Cuadro recoge los resultados del test de cointegración con cambio estructural de Gregory y Hansen (1996) aplicado en un contexto bivalente entre los distintos índices de referencia del mercado hipotecario y los tipos de interés de las obligaciones del Estado a diez años. Específicamente, para cada uno de los tres modelos de regresión propuestos por Gregory y Hansen se muestran las cuantías del estadístico DFA\* obtenido, junto con su número de retardos, y la fecha del punto de ruptura asociado a dicho estadístico. Los valores críticos tabulados por Gregory y Hansen aparecen al final de cada modelo.

MODELO	VARIABLES IMPLICADAS	ESTADÍSTICO DFA*	NÚMERO DE RETARDOS	PUNTO DE RUPTURA ESTIMADO
<b>CAMBIO DE NIVEL</b>	TBCO <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	-3,524	0	abril 1994
	TCAJ <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	-3,265	0	abril 1994
	TTOT <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	-3,390	0	abril 1994
	TMIB <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	-4,278	1	febrero 1994
	TCEC <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	-2,964	0	abril 1994
Valores críticos: -4,61 y -5,13 al 5 y al 1%, respectivamente.				
<b>CAMBIO DE NIVEL CON TENDENCIA</b>	TBCO <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	-3,120	0	abril 1994
	TCAJ <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	-2,844	0	febrero 1994
	TTOT <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	-2,899	0	abril 1994
	TMIB <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	-4,146	1	febrero 1994
	TCEC <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	-2,602	0	abril 1994
Valores críticos: -4,99 y -5,45 al 5 y al 1%, respectivamente.				
<b>CAMBIO DE NIVEL Y/O DE PENDIENTE</b>	TBCO <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	-3,656	0	abril 1994
	TCAJ <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	-3,267	0	abril 1994
	TTOT <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	-3,450	0	abril 1994
	TMIB <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	-4,177	1	febrero 1994
	TCEC <sub>t</sub> Y TI10 <sub>t</sub>	-2,957	0	abril 1994
Valores críticos: -4,95 y -5,47 al 5 y al 1%, respectivamente.				

Fuente: Elaboración propia.

Desde una perspectiva teórica, a priori cabría esperar la aparición de una relación causal unidireccional desde el mercado de deuda pública hacia el mercado hipotecario. Esta afirmación se sustenta en el espectacular desarrollo experimentado por el mercado secundario de deuda pública anotada en los últimos tiempos, traducido en unos elevados volúmenes de negociación y de liquidez, hasta el punto de haberse

convertido en una referencia básica de la evolución de los tipos de interés a medio y largo plazo de la economía española.

Como es bien sabido, Granger (1988) demuestra que en presencia de cointegración debe haber causalidad en al menos una dirección con origen en la relación estable a largo plazo previamente detectada. En estas condiciones, la metodología concreta a emplear para examinar la existencia de causalidad de Granger viene condicionada por los resultados del contraste de cointegración. Al respecto, dado que previamente se ha obtenido rotunda evidencia de cointegración entre los índices hipotecarios y los tipos de interés de la deuda pública, se utiliza el procedimiento diseñado por Granger (1988), en virtud del cual la causalidad ha de ser estudiada en el marco de un MCE que incorpora la información sobre las relaciones de cointegración a través de la inclusión de un término corrector de error.

La causalidad de Granger puede emerger de dos posibles fuentes; de forma directa, a través de la significatividad conjunta de los valores pasados de la variable causal, lo que se contrasta con un estadístico F estándar, o indirectamente, por medio de la significatividad del término de corrección de error, contrastada con una t de Student. El primer canal citado recibe el nombre de causalidad a corto plazo y el segundo de causalidad a largo plazo.

El Cuadro 7 presenta los resultados del contraste de causalidad de Granger. Para cada uno de los diferentes pares de variables considerados se muestra la variable dependiente y la variable causal, la estructura de retardos óptima<sup>24</sup>, los valores del estadístico F clásico<sup>25</sup> y las cuantías del coeficiente asociado al término de corrección de error.

---

<sup>24</sup> El número idóneo de retardos de las ecuaciones del modelo causal de Granger ha sido establecido en base al criterio de información de Akaike y al criterio bayesiano de Schwarz. No obstante, los resultados alcanzados han demostrado ser robustos a la elección de diversos órdenes de retardos alternativos.

<sup>25</sup> Este estadístico se distribuye según una chi-cuadrado con n grados de libertad, siendo n el número de retardos de la variable causal.

## Cuadro 7: Contraste de causalidad de Granger

**Período muestral: Enero 1993 - Mayo 2000**

Este Cuadro contiene los resultados del test de causalidad en el sentido de Granger aplicado en un marco bivalente entre los distintos índices de referencia del mercado primario hipotecario y los tipos de interés de las obligaciones del Estado a diez años. El número de retardos de la variable a explicar o dependiente se denota por m, mientras que n representa el número de retardos de la variable causal. Se recogen las cuantías del estadístico F estándar y del coeficiente asociado al término de corrección de error. La hipótesis nula a contrastar es la ausencia de causalidad. Como siempre, \* y \*\* implican unos niveles de significación del 5 y del 1%, respectivamente.

VARIABLE DEPENDIENTE	VARIABLE CAUSAL	ESTRUCTURA DE RETARDOS OPTIMA	ESTADISTICO CASO ESTANDAR	COEFICIENTE TCE
TBCO <sub>t</sub>	TH10 <sub>t</sub>	m=2, n=2	$\chi^2(2) = 2.248$	-0.007**
TH10 <sub>t</sub>	TBCO <sub>t</sub>	m=2, n=2	$\chi^2(2) = 0.396$	-0.002
TCAJ <sub>t</sub>	TH10 <sub>t</sub>	m=2, n=2	$\chi^2(2) = 0.493$	-0.007**
TH10 <sub>t</sub>	TCAJ <sub>t</sub>	m=2, n=2	$\chi^2(2) = 3.123$	-0.004
TTOT <sub>t</sub>	TH10 <sub>t</sub>	m=2, n=2	$\chi^2(2) = 0.303$	-0.007**
TH10 <sub>t</sub>	TTOT <sub>t</sub>	m=2, n=2	$\chi^2(2) = 1.479$	-0.001
TMIB <sub>t</sub>	TH10 <sub>t</sub>	m=2, n=2	$\chi^2(2) = 0.679$	-0.012**
TH10 <sub>t</sub>	TMIB <sub>t</sub>	m=2, n=2	$\chi^2(2) = 1.303$	-0.004
TCEC <sub>t</sub>	TH10 <sub>t</sub>	m=2, n=2	$\chi^2(2) = 1.468$	-0.012**
TH10 <sub>t</sub>	TCEC <sub>t</sub>	m=2, n=2	$\chi^2(2) = 0.875$	0.004

Fuente: Elaboración propia.

Estos resultados ponen de relieve que en todas las ocasiones los parámetros del término corrector de error de la ecuación representativa de la dinámica de los índices de referencia hipotecarios son negativos y significativos a un nivel del 1%, lo que sugiere la existencia de relaciones causales en el largo plazo desde los tipos de interés de las obligaciones del Estado a diez años hacia los índices hipotecarios, además de corroborar el hallazgo previo de cointegración entre ambos. Sin embargo, los estadísticos F estándar no resultan significativos a los niveles usuales, por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de ausencia de causalidad en el corto plazo.

En contraste, tal y como era previsible, en la ecuación de la dinámica de los tipos de la deuda pública a diez años no se aprecia evidencia de causalidad de Granger ni en el corto ni en el largo plazo, ya que ni los estadísticos F ni los coeficientes del término de corrección de error son significativos a los niveles usuales. Esto puede ser interpretado como una señal indicativa de la inexistencia de causalidad desde el mercado hipotecario al de deuda pública.

Por tanto, se puede afirmar que en el caso español se pone de manifiesto una conexión causal unidireccional desde el mercado de deuda pública anotada con destino

al mercado primario hipotecario con origen en la relación de cointegración antes detectada.

En definitiva, la evidencia empírica aquí obtenida no hace sino confirmar la idea ampliamente extendida de que el mercado español de deuda pública representa un referente esencial para el mercado hipotecario, tanto por la elevada calidad crediticia como por la notable liquidez de los títulos que se negocian en el mismo.

El diferente riesgo de liquidez entre estos dos mercados constituye un argumento frecuentemente empleado para justificar la dirección de las relaciones de causalidad entre ellos cuando el análisis se ciñe al ámbito del mercado secundario.<sup>26</sup> En esta ocasión, sin embargo, los datos correspondientes a uno de los dos mercados hacen referencia a activos –préstamos hipotecarios– que no se negocian en un mercado organizado, de tal manera que, al no disponer de cotizaciones de los mismos, no se puede usar el argumento de la liquidez con la forma habitual en que se entiende ésta.<sup>27</sup>

A pesar de lo anterior, no puede obviarse el condicionante que representa el nivel de liquidez sobre las relaciones entre estos dos mercados. Así, en un mercado plenamente desarrollado como el estadounidense, el progresivo aumento del volumen de negociación, y por lo tanto también de liquidez, registrado en el mercado hipotecario durante los últimos años ha permitido pasar de una situación de causalidad unidireccional desde el mercado de deuda pública hacia el hipotecario en la década de los ochenta [Devaney et al. (1992)] a una relación causal bidireccional en la actualidad [Rahman et al. (1997)]

No obstante, en España la situación no es comparable, dadas las sustanciales diferencias existentes en términos de liquidez entre ambos mercados, por lo que parece más razonable esperar una relación de causalidad unidireccional con origen en el mercado de deuda pública, tal y como se ha concluido a partir de la evidencia empírica recogida.

---

<sup>26</sup> Véase al respecto, entre otros, Ferrer et al. (1999).

<sup>27</sup> De hecho, en los estudios centrados en el mercado estadounidense las principales razones que se aducen para justificar la intensificación de las relaciones entre el mercado primario hipotecario y el mercado de deuda pública son la desregulación normativa y los avances tecnológicos incorporados a las entidades financieras.

### *3.3.2. Análisis de causalidad desde una perspectiva predictiva.*

Con el fin de proporcionar una mayor robustez a los resultados obtenidos, el contraste de causalidad según Granger en muestra completa precedente se complementa adoptando un enfoque puramente predictivo basado en la capacidad de pronóstico fuera de muestra. En esencia, se procede a comprobar si los tipos de interés de la deuda pública a diez años poseen un significativo contenido predictivo de los índices de referencia del mercado hipotecario mediante la realización de comparaciones fuera de muestra de las predicciones generadas.

Esta aproximación fuera de muestra es defendida de forma explícita por Ashley et al. (1980), quienes argumentan que resulta más acorde con el espíritu de la definición original de causalidad en el sentido de Granger emplear contrastes de predicción fuera de muestra que los clásicos tests de causalidad de Granger en muestra completa.

Para ello, se aplica el procedimiento bietápico propuesto por Clark y McCracken (1999). Así, en la primera etapa se construyen las predicciones de los índices hipotecarios a partir de dos tipos de modelos. Inicialmente se estiman modelos autorregresivos que usan como única variable explicativa el propio pasado de las referencias hipotecarias y después se amplían dichos modelos incorporando como regresor adicional el comportamiento pasado de los tipos de las obligaciones del Estado a diez años. Como se puede apreciar, los dos modelos utilizados están anidados, ya que el primero no es más que una versión restringida del segundo. En la segunda etapa, dadas las dos secuencias de errores de pronóstico generadas, se examina la bondad predictiva de ambos modelos a través de una batería de estadísticos tradicionales y de diversos contrastes de igual capacidad predictiva.

Para llevar a cabo este análisis del comportamiento predictivo es necesario dividir el período muestral total en dos partes. La primera, denominada porción dentro de muestra, comprende las 62 observaciones iniciales (desde enero de 1993 hasta febrero de 1998) y la segunda, conocida como porción fuera de muestra, se compone de los 27 datos restantes (desde marzo de 1998 hasta mayo de 2000).<sup>28</sup>

---

<sup>28</sup> Se ha efectuado esta partición concreta con el objeto de obtener un ratio entre observaciones fuera de muestra y dentro de muestra en torno a 0.4, uno de los más frecuentemente utilizados y para el que McCracken (1999) ha tabulado los valores críticos a emplear en los contrastes de igual poder predictivo posteriores.

Dado que los contrastes de raíces unitarias previos han mostrado que tanto los tipos de interés de la deuda pública como los índices hipotecarios son variables integrables de orden uno, el presente estudio se realiza sobre las primeras diferencias de ambas variables. Por otro lado, el número adecuado de retardos a incluir en las dos clases de modelos a estimar ha sido fijado durante el período dentro de muestra en base al criterio de información de Akaike y resulta igual a uno. Según esto, el modelo autorregresivo restringido va a ser un AR(1) y el ampliado o no restringido un VAR(1).

Además, se ha optado por operar bajo un esquema de predicción recursivo, según el cual el período muestral empleado para la estimación de los parámetros de cada modelo se va ampliando progresivamente a medida que los pronósticos avanzan en el tiempo. De esta manera, teniendo en cuenta la partición de la muestra comentada, la primera predicción es obtenida a partir de los parámetros estimados con los datos 1 a 62, la segunda en base a las observaciones 1 a 63 y así sucesivamente. Por último, los errores de pronóstico son calculados como la diferencia entre los valores reales y las predicciones. En línea con la práctica más extendida, se trabaja con las predicciones realizadas un período hacia delante.

Para efectuar un primer diagnóstico sobre la bondad de las predicciones de los índices del mercado hipotecario obtenidas con los dos modelos alternativos utilizados se emplean una serie de medidas descriptivas tradicionales, como son la raíz del error cuadrático medio (RECM), el error absoluto medio (EAM) y el error porcentual absoluto medio (EPAM). Estos indicadores están basados en funciones de pérdida simétricas y permiten establecer una ordenación de las diferentes predicciones generadas en función de su capacidad predictiva.

Asimismo, también se usa el estadístico U de Theil para determinar si las predicciones efectuadas tienen un comportamiento predictivo superior a las derivadas de un modelo ingenuo representado, de acuerdo con la práctica usual, por un paseo aleatorio básico.<sup>29</sup> Este estadístico se define como el cociente entre la RECM del modelo considerado y la RECM del paseo aleatorio, de manera que un valor inferior (superior) a uno implica que la capacidad predictiva del modelo en cuestión es mayor (menor) que la asociada al paseo aleatorio.

---

<sup>29</sup> El paseo aleatorio predice que el índice del mercado hipotecario del siguiente período va a adoptar un valor idéntico al del período actual.

Los resultados de todas estas medidas de comparación del poder predictivo aparecen recogidos en el Cuadro 8.

### Cuadro 8: Evaluación capacidad predictiva

#### Medidas descriptivas tradicionales. Período fuera de muestra: Marzo 1998 - Mayo 2000

Este Cuadro recoge una batería de estadísticos descriptivos tradicionales que permiten evaluar la bondad predictiva de los pronósticos de los distintos índices de referencia del mercado hipotecario generados con un modelo AR(1) y con un VAR(1) que incluye como regresor adicional el comportamiento pasado de los tipos de interés de la deuda pública a diez años. En concreto, los estadísticos presentados son la raíz del error cuadrático medio (RECM), el error absoluto medio (EAM), el error porcentual absoluto medio (EPAM) y el índice de Theil para las predicciones de los dos modelos alternativos anidados empleados.

VARIABLES	MODELO	RECM	EAM	EPAM	U DE THEIL
TBCO <sub>t</sub>	AR(1)	0,001093	0,001004	0,020095	0,867592
	VAR(1)	0,000974	0,000809	0,015861	0,773396
TCAJ <sub>t</sub>	AR(1)	0,000914	0,000753	0,014568	0,888425
	VAR(1)	0,000877	0,000708	0,013613	0,852289
TTOT <sub>t</sub>	AR(1)	0,000899	0,000800	0,015842	0,807741
	VAR(1)	0,000839	0,000713	0,013945	0,753931
TMIB <sub>t</sub>	AR(1)	0,002056	0,001665	0,046717	1,066045
	VAR(1)	0,002054	0,001667	0,046789	1,064865
TCEC <sub>t</sub>	AR(1)	0,001860	0,001504	0,024063	1,071951
	VAR(1)	0,001835	0,001492	0,023870	1,057988

Fuente: Elaboración propia

En líneas generales, los resultados alcanzados sugieren que el modelo ampliado con la adición de los tipos de interés de las obligaciones del Estado a diez años presenta un mejor comportamiento predictivo de los índices hipotecarios que el modelo autorregresivo, confirmando de esta manera el argumento de que los tipos de la deuda pública contribuyen a incrementar el poder predictivo del mercado hipotecario. Al respecto, únicamente en el caso del MIBOR a un año se observa, a través de los estadísticos EAM y EPAM, cómo las predicciones generadas con el esquema autorregresivo AR(1) son superiores a las del modelo VAR(1), aunque sólo muy ligeramente.

En cualquier caso, se puede apreciar cómo las predicciones más alejadas de los valores reales de las referencias hipotecarias y, por lo tanto, los errores de pronóstico de magnitud más elevada se detectan en los casos del MIBOR a un año y del indicador de la CECA.

Una percepción similar se obtiene al comparar cada uno de los dos modelos estimados con el paseo aleatorio mediante el estadístico U de Theil. En concreto, la evidencia así obtenida permite desglosar los distintos índices de referencia hipotecarios en dos categorías claramente diferenciadas.

En el primer grupo, compuesto por los índices hipotecarios de bancos, cajas de ahorro y total de entidades, el índice U adopta un valor por debajo de la unidad, lo que implica que los dos modelos estimados generan mejores predicciones que un paseo aleatorio. Como era de esperar, los valores de este estadístico calculados con el proceso VAR(1) resultan inferiores a los obtenidos con el AR(1).

Frente a esto, en el segundo bloque, formado por el MIBOR a un año y el índice CECA, el estadístico U toma un valor por encima de uno, aunque las cifras son algo inferiores en el esquema VAR(1). Esto indica que las predicciones de los dos modelos se comportan peor que las de un simple paseo aleatorio y constituye evidencia contraria a la existencia de una relevante influencia en términos predictivos de los tipos de interés de las obligaciones del Estado sobre estas dos referencias hipotecarias.

Los resultados anteriores captan de forma intuitiva un cierto contenido predictivo de los tipos de interés del mercado de deuda pública a largo plazo sobre los índices de referencia hipotecarios, aunque más acusado en unos casos que en otros. Seguidamente, a fin de establecer de una manera más formal si la consideración de los tipos de interés de la deuda pública a diez años permite mejorar significativamente las predicciones de los índices hipotecarios, se aplican varios contrastes estadísticos basados en la hipótesis nula de que la bondad predictiva de los dos modelos alternativos contemplados es la misma. En particular, se usan los procedimientos de Morgan-Granger-Newbold (1977), de Diebold y Mariano (1995) y de McCracken (1999). Los dos primeros tests se basan en el cálculo de un estadístico de tipo t, mientras que el tercero utiliza un estadístico de tipo F y la hipótesis nula específica contrastada en todos ellos es la de igualdad entre los errores cuadráticos medios.<sup>30</sup>

Dado que los modelos de predicción aquí considerados están anidados bajo la hipótesis nula a contrastar, la distribución asintótica correcta de los respectivos estadísticos es distinta de la normal estándar. En este sentido, para evitar posibles

---

<sup>30</sup> Una aplicación del contraste de igual capacidad predictiva de Diebold y Mariano en el mercado bursátil español puede ser encontrada en el artículo de De Miguel y Olmeda (2000).

inferencias erróneas, en los tres contrastes anteriores se utilizan los valores críticos tabulados por McCracken (1999).<sup>31</sup>

En el Cuadro 9 se muestran los resultados de estos contrastes. Hay que destacar que se observa una gran similitud entre estos resultados y los obtenidos con las medidas de evaluación del poder predictivo, especialmente con los extraídos del estadístico U de Theil. Así, en esta ocasión también se distinguen dos grupos de índices hipotecarios exactamente iguales a los delimitados antes en base a la evidencia generada con el índice U.

Específicamente, para los índices de bancos, cajas y total de entidades la hipótesis nula de igual poder predictivo se rechaza a los niveles de significación usuales con los tres tests, lo que implica que los tipos de interés de las obligaciones del Estado a diez años presentan una significativa capacidad predictiva del comportamiento de estas referencias hipotecarias. De hecho, sólo al aplicar el procedimiento de Diebold y Mariano en el índice de cajas de ahorro la hipótesis nula no puede ser rechazada por poco a un nivel del 5%, aunque sí al 10%.

### Cuadro 9: Contrastes de igual poder predictivo en modelos anidados

Período fuera de muestra: Marzo 1998 - Mayo 2000

Este Cuadro contiene los resultados de la aplicación de tres contrastes estadísticos de idéntica capacidad predictiva basados en la hipótesis nula de igual error cuadrático medio entre los dos modelos alternativos AR(1) y VAR(1) considerados. Específicamente, se muestran los estadísticos correspondientes a los contrastes de McCracken (MC), de Diebold y Mariano (DM) y de Morgan-Granger-Newbold (MGN). Asimismo, para cada uno de estos procedimientos también se recogen los valores críticos apropiados correspondientes al caso de modelos anidados tabulados por McCracken (1999).

	MC	DM	MGN
<b>TBCO<sub>t</sub></b>	6,977437	1,533322	1,287242
<b>TCAJ<sub>t</sub></b>	2,338078	0,917512	1,061866
<b>TTOT<sub>t</sub></b>	3,991622	1,156756	1,189700
<b>TMIB<sub>t</sub></b>	0,059871	0,295712	0,287445
<b>TCEC<sub>t</sub></b>	0,717368	0,770769	0,664925

VALORES CRITICOS:

5%	1,298	0,994	0,994
10%	0,814	0,657	0,657

Fuente: Elaboración propia

<sup>31</sup> Al respecto, conviene señalar que los contrastes de Diebold y Mariano y de Morgan-Granger-Newbold, ambos basados en un estadístico de tipo t, presentan los mismos valores críticos.

Por otro lado, para el MIBOR y el indicador de la CECA la hipótesis de idéntica calidad predictiva no se puede rechazar a los niveles habituales en ninguno de los tres contrastes empleados. Esto puede ser interpretado como un claro indicio de la ausencia de contenido predictivo de los tipos de la deuda pública a largo plazo sobre estas dos referencias.

En definitiva, la evidencia empírica aquí aportada confirma en líneas generales los resultados del análisis de causalidad de Granger en muestra completa, en el sentido de que se detecta un cierto efecto causal, en términos de capacidad predictiva, de los tipos de interés de la deuda pública a diez años sobre los índices de referencia del mercado hipotecario.

En particular, los índices representativos del coste en el mercado de los préstamos hipotecarios son los que reciben una influencia predictiva más acusada de los tipos a diez años del mercado de deuda pública, lo que parece indicar que el tramo a largo plazo de este mercado constituye una referencia básica en la política de fijación de precios de las operaciones hipotecarias de las entidades de crédito. Por su parte, con relación a las otras dos referencias, MIBOR a un año e indicador de la CECA, no se aprecia un significativo poder predictivo sobre ellas de los tipos de interés de las obligaciones del Estado.

Una posible explicación de esta aparente anomalía puede encontrarse en las peculiares características de estos dos últimos índices, ninguno de los cuales representa un indicador en sentido estricto del coste de las operaciones hipotecarias. Así, el MIBOR a un año es un tipo representativo de un mercado diferente, como es el interbancario, con unas características, en cuanto a participantes, objetivos, plazos, etc., completamente distintas a las del mercado hipotecario. A su vez, el indicador de la CECA también muestra, por su propia construcción como una media de tipos de interés de préstamos sin garantía real e hipotecarios, un comportamiento bastante diferenciado del de los índices hipotecarios convencionales.

### ***3.4. Análisis de las interrelaciones dinámicas.***

En un intento de alcanzar una percepción más completa y precisa de la interconexión existente entre los índices hipotecarios y los tipos de interés de la deuda pública a diez años, este apartado se ocupa del estudio de las interacciones dinámicas entre estas variables en el ámbito de la metodología de los perfiles de persistencia

introducida por Lee y Pesaran (1993) y por Pesaran y Shin (1996) y de la modelización VAR clásica de Sims (1980).

Los perfiles de persistencia pueden ser catalogados como un procedimiento alternativo para analizar la dinámica a corto plazo entre los mercados hipotecario y de deuda pública anotada, en concreto para medir la velocidad de ajuste hacia el estado de equilibrio a largo plazo. Se derivan de los MCE construidos en el marco del enfoque de Johansen y reflejan la evolución temporal de las respuestas de las relaciones de cointegración ante shocks genéricos a nivel del sistema.

Esta herramienta incorpora una importante ventaja con respecto a las tradicionales funciones impulso-respuesta. En concreto, los estimadores de los perfiles de persistencia son únicos y no requieren una ortogonalización previa de las innovaciones, mientras que los de las funciones impulso-respuesta dependen del criterio de ortogonalización específico utilizado y a menudo se ven sensiblemente influenciados por el orden de entrada de las variables en el proceso VAR subyacente.

Además, conviene matizar que las funciones impulso-respuesta cuantifican el impacto de shocks individuales en las variables integrantes del sistema. Frente a esto, los perfiles de persistencia se centran en el impacto de los shocks en el sistema y pueden ser interpretados como indicadores de la respuesta de las relaciones de equilibrio a largo plazo ante perturbaciones en la distribución multivariante de los términos de error.

Formalmente, el perfil de persistencia se define como la diferencia entre las varianzas condicionales de los pronósticos de la relación de cointegración para dentro de  $n$  y  $n-1$  periodos futuros, respectivamente, y puede ser visto como una función del horizonte de predicción  $n$ .

Por lo general, el perfil de persistencia se presenta normalizado tras dividir por el impacto inmediato, de manera que, por construcción va a tomar un valor igual a uno en el momento inicial y va a acercarse a cero a medida que el horizonte tienda a infinito si la relación considerada constituye efectivamente un vector de cointegración. De hecho, cuando existe cointegración el efecto del shock en el sistema va desapareciendo gradualmente con el paso del tiempo conforme el mercado retorna a la situación de equilibrio. Por el contrario, en el caso de relaciones entre variables no cointegradas, los efectos de las perturbaciones a nivel del sistema tienden a persistir para siempre. Si el número de vectores de cointegración es igual a uno, entonces la medida de la persistencia se convierte en un escalar.

Desde este punto de vista, Pesaran y Shin (1996) argumentan que un análisis gráfico de esta medida puede suministrar evidencia adicional sobre la estacionariedad de las relaciones económicas previamente identificadas a la vez que una estimación aproximada del número de periodos hasta que el equilibrio es reestablecido.

En el Gráfico 4 se muestran los perfiles de persistencia de las relaciones de cointegración halladas en un contexto bivariante entre los distintos índices de referencia hipotecarios y los tipos de interés de las obligaciones del Estado a diez años. Como se puede apreciar, los diferentes perfiles de persistencia representados resultan muy similares entre sí y en todos los casos adoptan forma de U invertida.

A este respecto, durante los dos o tres primeros meses en todos ellos se produce un pequeño efecto de sobre-reacción, en el sentido de que inmediatamente después de la perturbación en el sistema las relaciones estables a largo plazo se desvían de la situación de equilibrio más que proporcionalmente. A partir de entonces, se pone en marcha un proceso corrector en virtud del cual dicho impacto decrece de forma uniforme con el transcurso del tiempo hasta su total desaparición.

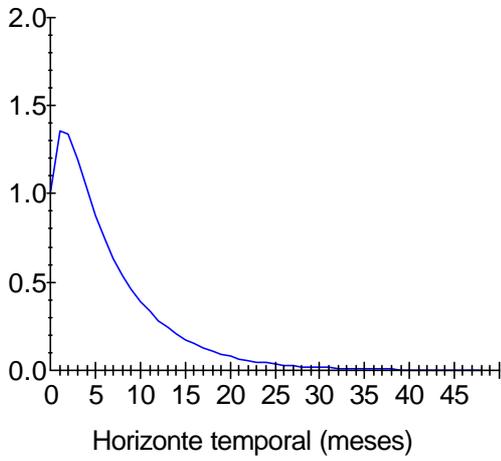
Los estimadores de todos los perfiles de persistencia convergen a cero a medida que se extiende el horizonte de predicción, lo que puede ser interpretado como evidencia adicional en apoyo de la hipótesis de que las relaciones consideradas constituyen efectivamente relaciones de cointegración.

Con la única excepción de la conexión a largo plazo que incluye el índice de referencia hipotecario de las cajas de ahorro, en el primer año es absorbido más del 50% del impacto inicial del shock en el sistema. Adicionalmente, en los 18 meses iniciales en torno al 80% del ajuste ya ha sido completado en todas las relaciones de cointegración.

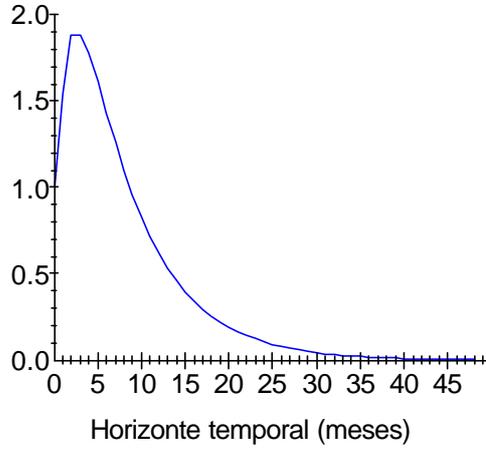
De cualquier modo, cabe significar que la relación entre el MIBOR a un año y los tipos de las obligaciones del Estado aparece como la que más rápidamente vuelve al estado de equilibrio. Una posible explicación de este hecho puede residir en la naturaleza más autónoma del MIBOR con respecto al mercado de deuda pública que la de las restantes referencias hipotecarias, lo que le confiere una mayor flexibilidad de cara al restablecimiento de la relación de equilibrio a largo plazo.

### Gráfico 4: Perfiles de persistencia

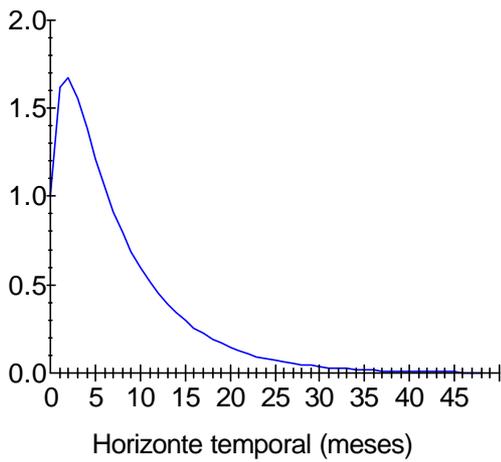
**Perfil de persistencia TBCO**



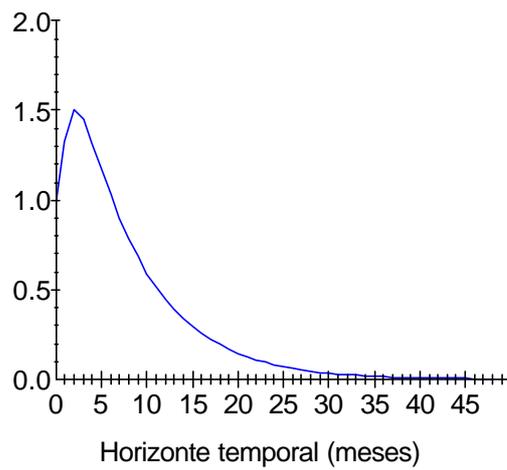
**Perfil de persistencia TCAJ**



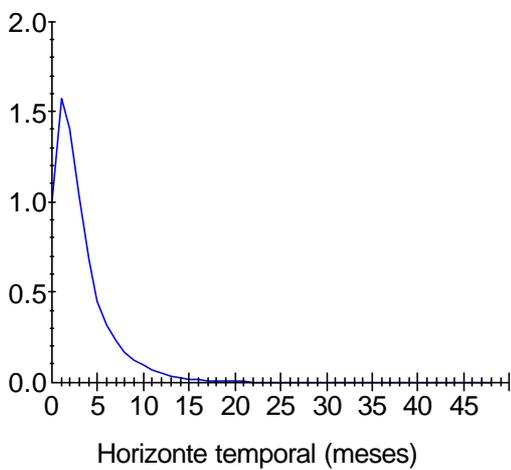
**Perfil de persistencia TTOT**



**Perfil de persistencia TCEC**



**Perfil de persistencia TMIB**



Un argumento análogo puede ser empleado para justificar el que la conexión a largo plazo entre el índice hipotecario de las cajas de ahorro y los tipos de interés de las obligaciones del Estado a diez años sea la que tarda más tiempo en retornar a la situación de equilibrio. Así, esta mayor rigidez en el proceso de ajuste a las nuevas condiciones de mercado respecto a las restantes referencias hipotecarias puede tener su origen en la importante dependencia de la política de precios de las cajas de ahorro en sus préstamos hipotecarios del mercado de deuda pública y en el retraso con que la información sobre este mercado se traslada al índice hipotecario de estas entidades.

Estos resultados se muestran coherentes con lo que cabría esperar a priori si se tiene en cuenta el diferente poder de negociación de los agentes que normalmente intervienen en el mercado interbancario y en las operaciones hipotecarias concertadas por las cajas de ahorro.

Para finalizar, el análisis dinámico se completa con la aplicación de los dos instrumentos característicos de la metodología VAR de Sims, esto es, el análisis de descomposición de la varianza del error de predicción y las funciones impulso-respuesta.

La modelización VAR se fundamenta en la estimación de un sistema de ecuaciones autorregresivas simultáneas en el que el valor actual de cada variable se regresa sobre todas las series retardadas un cierto número de veces. Este enfoque presenta las ventajas de que no requiere una división arbitraria de las variables en endógenas y exógenas y no impone restricciones teóricas a priori poco verosímiles sobre los parámetros a estimar.

Debe señalarse también que el tipo concreto de especificación VAR a emplear viene totalmente condicionado por los resultados del contraste de cointegración previo. Así, tal y como plantean Lutkepohl y Reimers (1992), al haberse detectado cointegración las interacciones dinámicas deben ser examinadas en el contexto de un MCE que incorpore el efecto de la relación estable a largo plazo encontrada.

Otro aspecto crucial estriba en que, aunque los shocks aleatorios están serialmente incorrelacionados por construcción, a menudo las perturbaciones en las variables no son independientes, sino que existe una cierta correlación contemporánea entre ellas. Así, para poder interpretar con nitidez los resultados es necesario transformar los residuos originales en innovaciones ortogonalizadas, esto es, sin correlación contemporánea.

Con tal fin, y siguiendo la práctica habitual, en la matriz de covarianzas de los errores se ha efectuado la tradicional factorización de Choleski. Este procedimiento hace que el orden concreto con que las variables entran en el sistema pueda afectar de manera significativa a los resultados, hasta el punto de que diferentes ordenaciones pueden alterarlos sustancialmente. Por todo ello, es recomendable que la ordenación finalmente escogida dependa de consideraciones teóricas a priori. En este sentido, de manera coherente con la evidencia alcanzada en los contrastes de causalidad, y en línea con la idea ampliamente difundida de que el mercado de deuda pública ejerce una relevante influencia sobre el mercado hipotecario, se ha impuesto un orden en virtud del cual los tipos de interés de la deuda pública a diez años preceden a los índices de referencia hipotecarios.

Primeramente, el análisis de descomposición de la varianza permite evaluar qué proporción de la varianza del error de predicción de una variable puede ser atribuida a las innovaciones aleatorias en cada una de las series integrantes del sistema. De hecho, la contribución de una variable a la explicación de la varianza del error de pronóstico del resto de componentes indica la significatividad de su impacto causal. Así, para las variables de naturaleza más exógena la varianza de su error de predicción va a venir explicada principalmente por sus propios shocks. Por el contrario, en el caso de las variables con un comportamiento más endógeno una fracción sustancial de su varianza va a ser descrita por las perturbaciones de las otras variables.

En el ámbito del presente trabajo, esta herramienta va a ayudar a determinar el porcentaje de la varianza del error de pronóstico de cada uno de los índices hipotecarios que puede ser explicado por sus propias perturbaciones y por las de los tipos de interés de la deuda pública a diez años. De este modo, va a hacer posible cuantificar la magnitud y persistencia de las relaciones causales entre los dos mercados desde una perspectiva diferente a la tradicional.

El Cuadro 10 contiene los resultados de este análisis llevado a cabo con respecto a innovaciones aleatorias en los índices hipotecarios y en los tipos de interés del mercado de deuda pública para diversos horizontes de predicción comprendidos entre 1 y 48 meses. De hecho, los comentarios posteriores van referidos básicamente al efecto transcurridos 48 meses. En particular, el Panel A recoge la descomposición de la varianza de los distintos índices del mercado hipotecario ante perturbaciones en los tipos de interés de las obligaciones del Estado a diez años, mientras que el B hace referencia a la de los tipos de la deuda pública ante shocks en las referencias hipotecarias.

## Cuadro 10: Análisis de descomposición de la varianza

**Período muestral: Enero 1993 - Mayo 2000**

Este Cuadro recoge la contribución de las perturbaciones aleatorias en los índices de referencia del mercado hipotecario y en los tipos de interés de las obligaciones del Estado a diez años en la explicación de la varianza del error de predicción de ambas modalidades de tipos de interés a través de un análisis de descomposición de la varianza. En concreto, el Panel A muestra el poder explicativo asociado a las innovaciones en los tipos de la deuda pública a diez años, mientras que el B hace referencia a la capacidad descriptiva de las perturbaciones en los diferentes índices hipotecarios. El orden de ortogonalización considerado contempla en primer lugar los tipos de interés de la deuda pública y después las referencias hipotecarias.

<b>Panel A</b>						
	<b>VARIABLE EXPLICADA</b>	<b>TBCO<sub>t</sub></b>	<b>TCAJ<sub>t</sub></b>	<b>TTOT<sub>t</sub></b>	<b>TMIB<sub>t</sub></b>	<b>TCEC<sub>t</sub></b>
	<b>INNOVACIONES EN</b>	<b>TI10<sub>t</sub></b>	<b>TI10<sub>t</sub></b>	<b>TI10<sub>t</sub></b>	<b>TI10<sub>t</sub></b>	<b>TI10<sub>t</sub></b>
<b>Horizonte temporal (meses)</b>	0	0.0073	0.0150	0.0230	0.5365	0.0218
	1	0.0234	0.0484	0.0912	0.5801	0.0470
	3	0.2276	0.1779	0.3110	0.7171	0.2006
	6	0.5582	0.4786	0.6272	0.8725	0.5490
	12	0.8513	0.8275	0.8853	0.9536	0.8621
	24	0.9580	0.9601	0.9717	0.9715	0.9673
	36	0.9723	0.9802	0.9835	0.9734	0.9849
	48	0.9751	0.9859	0.9862	0.9740	0.9904
<b>Panel B</b>						
	<b>VARIABLE EXPLICADA</b>	<b>TI10<sub>t</sub></b>	<b>TI10<sub>t</sub></b>	<b>TI10<sub>t</sub></b>	<b>TI10<sub>t</sub></b>	<b>TI10<sub>t</sub></b>
	<b>INNOVACIONES EN</b>	<b>TBCO<sub>t</sub></b>	<b>TCAJ<sub>t</sub></b>	<b>TTOT<sub>t</sub></b>	<b>TMIB<sub>t</sub></b>	<b>TCEC<sub>t</sub></b>
<b>Horizonte temporal (meses)</b>	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	1	0.0008	0.0060	0.0040	0.0089	0.0018
	3	0.0004	0.0027	0.0020	0.0046	0.0017
	6	0.0010	0.0013	0.0012	0.0024	0.0011
	12	0.0042	0.0015	0.0018	0.0090	0.0052
	24	0.0101	0.0030	0.0045	0.0163	0.0041
	36	0.0138	0.0041	0.0066	0.0193	0.0061
	48	0.0161	0.0049	0.0079	0.0207	0.0079

Fuente: Elaboración propia.

En general, los resultados generados con este procedimiento se muestran consistentes con los derivados de los contrastes de cointegración y de causalidad anteriores. Tal y como se puede apreciar, los índices hipotecarios aparecen como variables fuertemente influenciadas por los shocks aleatorios en los tipos de las obligaciones del Estado, mientras que a la inversa no sucede lo mismo. Al respecto, alrededor de un 97-99% de la varianza del error de pronóstico de todas las referencias hipotecarias resulta descrita por las innovaciones en los tipos de interés de la deuda pública. Al mismo tiempo, se constata el mínimo papel explicativo atribuible a los shocks hipotecarios, donde apenas entre un 0,5 y un 2% de la varianza del error de predicción de los tipos de interés del mercado de deuda pública es descrita por las innovaciones hipotecarias.

En segundo lugar, las funciones impulso-respuesta muestran el perfil temporal de la reacción de las variables individuales del sistema ante shocks específicos positivos de cuantía igual a una desviación típica en cada una de ellas, recogiendo la forma y velocidad con que se transmiten los impulsos de unas variables a otras.

En el presente contexto, las funciones impulso-respuesta reflejan la respuesta de los índices hipotecarios y de los tipos de interés de las obligaciones del Estado a diez años con respecto a innovaciones aleatorias en cada uno de ellos. Los resultados alcanzados son prácticamente idénticos a los del análisis de descomposición de la varianza del error de predicción, confirmando la idea de que los tipos de la deuda pública tienen un impacto sobre las referencias hipotecarias ostensiblemente más fuerte que a la inversa.<sup>32</sup>

Así pues, el importante grado de endogeneidad de los índices hipotecarios en relación con los tipos de la deuda pública detectado con estas dos técnicas viene a reforzar la evidencia obtenida con los contrastes de causalidad anteriores, según la cual la causalidad se manifiesta desde el mercado de deuda pública hacia el mercado hipotecario.

#### **4. Conclusiones.**

El importante desarrollo del mercado hipotecario español durante la última década ha generado un creciente interés por la problemática de su integración financiera con los restantes mercados de capitales. Dentro de este ámbito, el presente trabajo se centra en analizar empíricamente el cumplimiento en el caso español de la hipótesis de integración entre el mercado hipotecario y el mercado de capitales durante el periodo comprendido entre enero de 1993 y mayo de 2000, tomando como variables representativas los distintos índices de referencia oficiales del mercado primario hipotecario y los tantos internos de rendimiento de las obligaciones del Estado a diez años negociadas en el mercado secundario de deuda pública anotada, respectivamente.

La hipótesis de perfecta integración entre ambos mercados, consistente con el modelo neoclásico de competencia perfecta, subyace en los modelos de valoración de

---

<sup>32</sup> La representación gráfica de las funciones impulso-respuesta no ha sido incluida en el trabajo por motivos de espacio. En cualquier caso, ésta puede ser solicitada a los autores.

activos hipotecarios que emplean los tantos internos de rendimiento de los títulos de deuda pública, convenientemente incrementados por una prima para reflejar el diferencial de riesgo, como sustitutos de los tantos internos de rendimiento de los títulos con garantía hipotecaria.

Para arrojar luz sobre la validez empírica de esta hipótesis, y en clara sintonía con una corriente de literatura recientemente desarrollada a partir de los estudios pioneros de Devaney et al. (1992) y de Goebel y Ma (1993), en este trabajo se ha optado por aplicar desde una perspectiva bivalente diversos procedimientos econométricos alternativos de análisis de series temporales en un contexto de cointegración.

En primer lugar, se analiza la presencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre cada uno de los índices hipotecarios y los tipos de interés de la deuda pública a diez años mediante el empleo de técnicas de cointegración. Con el propósito de dotar de una mayor robustez a los resultados se utilizan diversos contrastes de cointegración que plantean hipótesis nulas opuestas entre sí. En particular, se han usado el enfoque de máxima verosimilitud de Johansen (1988 y 1991), el test de Shin (1994) y el método ARDL de Pesaran y Shin (1995). Además, también se ha examinado la estabilidad de las relaciones a largo plazo haciendo uso de un procedimiento recursivo y del contraste de cointegración en presencia de cambio estructural de Gregory y Hansen (1996).

En una segunda etapa, se investiga la existencia de relaciones causales entre los índices hipotecarios y los tipos de interés de la deuda pública por medio de una doble perspectiva, un tradicional contraste de causalidad en el sentido de Granger en muestra completa en un marco de cointegración y un enfoque puramente predictivo basado en la capacidad de pronóstico fuera de muestra. Finalmente, el análisis se completa con un estudio de las interrelaciones dinámicas entre estas dos variables tanto mediante la metodología de los perfiles de persistencia propuesta por Pesaran y Shin (1996) como a través de los dos instrumentos típicos de la modelización VAR tradicional de Sims (1980), las funciones impulso-respuesta y el análisis de descomposición de la varianza del error de predicción.

En líneas generales, los resultados de las distintas metodologías aplicadas guardan una gran similitud entre sí y sugieren la presencia de un importante grado de vinculación entre el mercado primario hipotecario y el mercado secundario de deuda pública anotada.

Los diferentes procedimientos de cointegración empleados constatan la existencia de una conexión estable a largo plazo entre los índices de referencia

hipotecarios y los tipos de interés de las obligaciones del Estado a diez años. En todos los casos contemplados, y con independencia del enfoque de cointegración específico usado, la relación detectada es de carácter positivo e indicativa de que los índices hipotecarios y los tipos de la deuda pública se mueven conjuntamente en base a una relación de tipo uno a uno. Asimismo, no se aprecian problemas de estabilidad estructural en las relaciones de cointegración estimadas.

El análisis de causalidad pone de relieve, a través de la doble vertiente mencionada, la presencia de una relación causal unidireccional desde el mercado de deuda pública a largo plazo hacia el mercado primario hipotecario. No obstante, conviene precisar que los mejores resultados en términos de capacidad predictiva de los tipos de interés de la deuda pública a diez años se alcanzan con los índices hipotecarios de bancos, cajas de ahorro y total de entidades, propiamente representativos del coste en el mercado de los préstamos hipotecarios. Frente a esto, en las restantes referencias hipotecarias –MIBOR a un año e indicador de la CECA– no se detecta una significativa influencia predictiva de los tipos de la deuda pública, probablemente a causa de su propia naturaleza menos vinculada al mercado hipotecario.

En cualquier caso, esta evidencia se muestra totalmente de acuerdo con la idea de general aceptación según la cual el mercado de deuda pública anotada se ha convertido en los últimos tiempos, tanto por la alta calidad crediticia como por la elevada liquidez de los títulos que se negocian en el mismo, en una referencia esencial para el resto de los mercados financieros españoles y, entre ellos, el hipotecario.

A su vez, el análisis dinámico llevado a cabo confirma la robustez de los resultados obtenidos con los dos enfoques anteriores. Por un lado, los perfiles de persistencia estimados corroboran la presencia de cointegración entre los dos mercados y muestran que el proceso de ajuste hacia el restablecimiento de la situación de equilibrio a largo plazo tiene lugar a una velocidad razonable, con la única excepción del índice hipotecario de las cajas de ahorro en el que se aprecia una mayor rigidez. Por otro, los análisis impulso-respuesta y de descomposición de la varianza ponen de manifiesto, consolidando así los resultados del análisis de causalidad, la significativa influencia ejercida por los tipos de las obligaciones del Estado a diez años sobre los índices del mercado hipotecario, al tiempo que reflejan la escasa incidencia de las referencias hipotecarias sobre el mercado de deuda pública.

En definitiva, a partir de la evidencia empírica extraída de los diferentes procedimientos aplicados, se puede afirmar que durante el período de estudio bajo

consideración el mercado primario hipotecario español no se encuentra segmentado con respecto al mercado de deuda pública anotada, sino que existe un considerable grado de integración entre ambos. Específicamente, los cambios experimentados por los tipos de interés de los títulos de deuda pública a diez años tienen una importante repercusión sobre los índices de referencia oficiales hipotecarios, mientras que al contrario no sucede lo mismo. De todo lo anterior se desprende que en el caso español cualquier decisión relacionada con inversiones hipotecarias a largo plazo debe ser tomada teniendo en cuenta tanto la situación actual como las perspectivas futuras del mercado de deuda pública, y especialmente de su tramo a largo plazo.

Por otro lado, el hecho de que la mayor parte del período de estudio contemplado haya coincidido con una etapa de descenso generalizado de los tipos de interés puede contribuir de algún modo a incrementar la solidez de las conclusiones extraídas sobre la integración entre ambos mercados. Ello se debe a la opinión ampliamente extendida en los mercados que asume la existencia de una cierta asimetría en la respuesta de las entidades de crédito ante variaciones en los tipos de interés de mercado, de tal forma que los precios de las operaciones de activo van a reaccionar con mayor rapidez e intensidad ante las subidas de los tipos de mercado que ante las bajadas de los mismos, como consecuencia de las probables reticencias de las entidades de crédito a reducir el precio de sus operaciones de activo.

Adicionalmente, los resultados obtenidos, además de situarse en la línea de lo que cabría esperar a priori, mantienen una gran semejanza con los presentados en trabajos recientes sobre esta misma cuestión realizados en sistemas financieros con un mercado hipotecario muy desarrollado, principalmente el estadounidense. Ambos aspectos refuerzan la idea de que las conclusiones establecidas son razonablemente consistentes.

Por último, hay que remarcar que estos resultados pueden conllevar profundas implicaciones en lo que respecta a la valoración de activos hipotecarios en el caso español, en la medida en que sirven para justificar la utilización de los tantos internos de rendimiento de los títulos de deuda pública en la valoración de los títulos hipotecarios, solventando de esta manera los usuales problemas motivados por la escasez de negociación de estos últimos.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Allen, M., Rutherford, R. and Wiley, M. (1999): "The Relationships between mortgage rates and capital-market rates under alternative market conditions". *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 19, No. 3, pp. 211-221.
- Archer, W. and Ling, D. (1995): "The effect of alternative interest rate processes on the value of mortgage-backed securities". *Journal of Housing Research*, Vol. 6, No. 2, pp. 285-314.
- Ashley, R., Granger, C.W.J. and Schmalensee, R. (1980): "Advertising and aggregate consumption: An analysis of causality". *Econometrica*, Vol. 48, No. 5, pp. 1149-1167.
- Banco de España (1998): "Préstamos hipotecarios: tipos oficiales de referencia y tipos efectivamente utilizados. *Boletín Económico del Banco de España*, abril, pp. 107-117.
- Billingsley, R.; Bonomo, V. and Ferris, S. (1992): "Integration in mortgage market". *Journal of Financial Services Research*, 6, pp. 137-155.
- Clark, T.E. and McCracken, M.W. (1999): "Tests of equal forecast accuracy and encompassing for nested models". *Research Working Paper 99-11*. Federal Reserve Bank of Kansas City.
- De Miguel, M. y Olmeda, J. I. (2000): "Relación entre tipos de cambio y precios bursátiles". *Actualidad Financiera*, Vol. 5, No. 2, pp. 57-69.
- Devaney, M.; Pickerill, K. and Krause, F. (1992): "Cointegration and causal relations in mortgage and capital markets". *Journal of Financial Services Research*, 5: 341-353.
- Diebold, F.X. and Mariano, R.S. (1995): "Comparing predictive accuracy". *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, pp. 253-263.
- Dutt, S. and Ghosh, D. (1997): "Are experts expectations rational: A multicurrency analysis". *Applied Economics*, Vol. 29, pp. 803-812.
- Engle, R. and C. Granger (1987): "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Ferrer, R., González, C. y Jordá, M.P. (1999): "Análisis empírico de la integración entre los mercados hipotecario y de deuda pública en España". VII Foro de Finanzas. Valencia, Noviembre.
- Goebel, P. and Ma, K.C. (1993): The integration of mortgage markets and capital markets. *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol 21, N. 4, pp. 511-538.
- Gonzalo, J. (1994): "Five alternative methods of estimating long run equilibrium relationships". *Journal of Econometrics*, 60, pp. 203-233.

- Granger, C.W.J. and Newbold, P. (1977): *Forecasting economic time series*. Academic Press, New York.
- Granger, C.W.J (1988): "Some recent developments in a concept of causality". *Journal of Econometrics*, 39, pp. 199-211.
- Gregory, A. and Hansen, B. (1996): 'Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts'. *Journal of Econometrics*, 70, pp. 99-126.
- Haney, R. (1988): "Sticky mortgage rates: some empirical evidence. *Journal of Real Estate Research*, Vol. 3, No. 1, pp. 61-73.
- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". *Journal of Economics, Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1991): "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in a Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica*, 59, pp. 1551-1580.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990): "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169-210.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992): "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root". *Journal of Econometrics*, No. 54, pp. 159-178.
- Lutkepohl; H. and Reimers, H.F. (1992): "Impulse response analysis of cointegrated systems". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16, pp. 53-78.
- McCracken, M.W. (1999): "Asymptotics for out of sample tests of causality". Working Paper 99-1. Louisiana State University.
- Osterwald-Lenum, M. (1992): "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics: four cases". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 461-472.
- Park, S.B. (1996): "Integration of the Mortgage and Capital Markets in Canada: A Cointegration Analysis ". *Proceedings of American Statistical Association*, pp. 124-129.
- Perron, P. (1997): "Further evidence on breaking trends functions in macroeconomic variables". *Journal of Econometrics*, 80, pp. 355-385.
- Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1995): "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegrated Analysis". Department of Applied Economics discussion paper 95-14, University of Cambridge.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.G. (1996): "Testing for the existence of a long-run relationship". Department of Applied Economics Working Paper No. 9622, University of Cambridge.

- Phillips, P. (1991): "Optimal Inference in Cointegrated Systems". *Econometrica*, 59, pp. 283-306.
- Phillips, P. and Perron, (1988): "Testing for a unit root in time series regressions". *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Pons, J. (1999): "Evaluación y abarcamiento de predicciones económicas". *Moneda y Crédito*, 209, pp. 95-124.
- Rahman, M.; Mustafa, M, and Kurth, M. (1997): "Integration and causality in US mortgage and T-bond markets", *Applied Economics Letters*, 4, pp. 445-447.
- Rudolph, P. and Griffith (1997), J.: "Integration of the Mortgage Market into the National Capital Markets: 1963 - 1993". *Journal of Housing Economics*, 6, pp. 164 - 183.
- Shin, Y. (1994): "A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration". *Econometric Theory*, 10, pp. 91-115.
- Stock, J.H. and Watson, M.W. (1993): "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems". *Econometrica*, 61, pp. 783-820.