

INCIDENCIA DE LOS TIPOS DEL MERCADO MONETARIO SOBRE LOS PRECIOS DE LAS OPERACIONES BANCARIAS*

M^a Teresa Barreira, Román Ferrer y Cristóbal González**

WP-EC 98-01

Correspondencia: Universitat de València
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Depto. de Economía Financiera
Campus de los Naranjos, s/n
46071 Valencia. Tel.: 963 828 369

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, s.a.
Primera Edición Enero 1998
ISBN: 84-482-1683-0
Depósito Legal: V-101-1998

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previa a su remisión a las revistas científicas.

* Este trabajo ha sido desarrollado en el marco del convenio de colaboración financiado por la Caja Rural Valencia y la Fundación Universidad-Empresa (ADEIT) de Valencia.

** Universitat de València.

INCIDENCIA DE LOS TIPOS DEL MERCADO MONETARIO SOBRE LOS PRECIOS DE LAS OPERACIONES BANCARIAS

M^a Teresa Barreira, Román Ferrer, Cristóbal González

RESUMEN

Dentro de un marco global encaminado a la elaboración de un modelo de valoración del riesgo de interés aplicable a las entidades de crédito que tome en consideración el riesgo de base, el presente trabajo analiza el impacto a largo plazo de las variaciones de los tipos de interés más representativos del mercado monetario español sobre los tipos de interés ofertados por las entidades de crédito en sus distintas operaciones. Con tal fin, se aplica la metodología de cointegración desarrollada por Johansen, distinguiendo entre bancos y cajas de ahorro y efectuando una desagregación adicional entre las distintas operaciones de activo y de pasivo de estas entidades. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto la existencia de una considerable interconexión en el largo plazo entre los tipos de interés relevantes del mercado monetario y los precios ofertados por las entidades de crédito, aunque cabe significar que se aprecia un mayor número de relaciones de equilibrio en las operaciones realizadas por los bancos y que la vinculación más fuerte se observa en las operaciones de activo.

PALABRAS CLAVE : Riesgo de interés, riesgo de base, tipos de interés, entidades de crédito, operaciones activas y pasivas, mercado interbancario, cointegración.

ABSTRACT

Within a global frame leading to the elaboration of an interest rate risk pricing model applicable to financial institutions which takes the basis risk into account, the current paper analyses the long-term impact of the most representative Spanish monetary market interest rates variations over the interest rates offered by financial institutions. With that purpose, Johansen's cointegration methodology is applied by distinguishing between banks and saving banks and doing an additional breakdown among the distinct asset and liability pricing policies of these institutions. The results show the existence of a considerable long-run relationship among the relevant monetary markets interest rates and the prices offered by financial institutions, although a greater number of equilibrium relationships can be highlighted in the operations carried out by banks, the strongest link being observed in the asset pricing policies.

KEYWORDS : Interest rate risk, basis risk, interest rates, financial institutions, asset and liability pricing policies, interbanking market, cointegration.

1. INTRODUCCIÓN

A pesar de que en estos momentos se considera que la valoración del riesgo de interés es un objetivo prioritario en la gestión bancaria, la implantación de métodos específicos para su medición sigue siendo un tema en el que existen múltiples cuestiones aún no resueltas o, al menos, no de forma generalmente aceptada. Esta circunstancia es en parte debida a las numerosas dificultades que presenta la evaluación de este tipo de riesgo y que afectan, en primer lugar, a su correcta definición¹ y comprensión. En otras palabras, no es en absoluto sencillo identificar cuáles pueden ser los efectos potencialmente negativos de una variación de los tipos de interés sobre las entidades.

Este trabajo pretende proporcionar una metodología que ayude, por un lado, a comprender mejor alguno de estos efectos y, por otro, que posibilite su inclusión en un modelo de valoración del riesgo. En concreto, se trata de analizar el denominado riesgo de base que supone un matiz del riesgo de interés infravalorado en las primeras aproximaciones realizadas al problema.

Así, las estrategias clásicas de gestión del riesgo de interés en las entidades de crédito basadas en el análisis del GAP o brecha de fondos proponían el ajuste de vencimientos de activos y pasivos como una técnica destinada a insensibilizar el margen financiero ante las variaciones de los tipos de interés de mercado. No obstante, la experiencia derivada de la utilización de este método ha puesto de manifiesto las graves carencias de este tipo de estrategias para abordar el objetivo previsto. Este resultado parece lógico puesto que realmente en dicha propuesta se está asumiendo que la remuneración de todas las operaciones de activo y el coste de todas las de pasivo que vencen o se reprecian en cada período reacciona de igual forma -en el mismo momento y con la misma intensidad- ante los movimientos experimentados por los tipos de interés o, lo que es lo mismo, que no existe el denominado riesgo de base.

La simple observación de lo ocurrido en el sector bancario español en los últimos años (Cuadro 1) en los que, ante subidas y bajadas de los tipos de interés, los precios de las nuevas operaciones bancarias sufrieron modificaciones de muy diferente intensidad e incluso de distinto

¹Hay que tener en cuenta que la definición más frecuentemente utilizada de riesgo de interés en una entidad de crédito es aquella que lo describe como el riesgo de que las variaciones de los tipos de interés de mercado produzcan consecuencias negativas sobre su situación financiera, la cual resulta considerablemente ambigua.

sentido, puede hacer comprender lo poco aceptable de aquella hipótesis y la relevancia del riesgo de base a la hora de plantear políticas de gestión del riesgo de interés en las entidades de crédito.

Cuadro 1: Tipos de interés aplicados a las nuevas operaciones en ptas (medias anuales)

	Bancos					Cajas				
	1995	1996	Variación			1995	1996	Variación		
			94-93	95-94	96-95			94-93	95-94	96-95
OPERACIONES ACTIVAS:										
Descuento comercial hasta tres meses	11,8	10,2	-3,4	0,6	-1,6	12,9	11,6	-2,6	-0,2	-1,3
Cuentas de crédito :Tres meses-un año	11,2	9,5	-4,0	0,4	-1,7	12,5	10,6	-3,4	0,8	-1,9
Un año-tres años	11,3	9,6	-3,6	0,4	-1,7	12,3	10,6	-3,2	0,7	-1,7
Préstamos a más de tres años	13,1	11,1	-3,7	0,6	-2,0	14,1	12,6	-3,1	1,0	-1,5
Préstamos con garantía hipotecaria a más de tres años	11,1	9,3	-4,0	0,9	-1,8	10,9	9,6	-3,3	0,3	-1,3
Crédito al consumo (tipo de referencia)	14,9	13,8	-3,9	0,5	-1,1	14,5	13	-2,7	0,3	-1,5
OPERACIONES PASIVAS:										
Cuentas corrientes	5,1	4,3	-2,3	—	-0,8	4,4	4,1	-1,6	-0,3	-0,3
Cuentas de ahorro	3,5	3,4	-1,0	-0,2	-0,1	2,8	2,4	-0,4	-0,1	-0,4
Plazo hasta tres meses	7,3	6,1	-3,2	0,5	-1,2	6,9	6,3	-2,9	0,1	-0,6
Plazo: seis meses-un año	7,7	6,1	-2,9	1,0	-1,6	7,6	6,4	-2,9	0,8	-1,2
Plazo: un año-dos años	8,3	6,1	-2,5	1,5	-2,2	8,0	6,5	-2,7	1,1	-1,5
Cesión de letras hasta tres meses	8,7	7,5	-3,9	1,1	-1,2	8,7	7,3	-4,0	1,2	-1,4
PRO MEMORIA										
Tipo MIBOR a un año (*)	10	7,4	-2,5	1,6	-2,6					

(*) Usado como tipo de referencia en el mercado hipotecario

Fuente: Banco de España. Boletín Económico. Abril 1997.

Es evidente que no todas las partidas del balance de las entidades responden igual ante las variaciones experimentadas por los tipos de interés de mercado, si bien también parece razonable pensar que no son totalmente independientes. En este contexto, el problema esencial surge al tratar de cuantificar las relaciones existentes entre las respuestas de las distintas operaciones activas y pasivas, a fin de poder incluirlas en un modelo de valoración del riesgo de interés para las entidades de crédito.

A este respecto, hay que señalar que cualquier intento de introducir la valoración del riesgo de base en un modelo de gestión del riesgo derivado de las fluctuaciones de los tipos de interés aplicable en el ámbito de las entidades de crédito ha de incorporar necesariamente las dos fases siguientes:

-En primer lugar, identificar el tipo o tipos de interés significativos, esto es, aquél o aquéllos cuyas variaciones influyen de forma más decisiva sobre la política de precios de las entidades.

-Una vez conseguido esto, establecer las relaciones entre el/los tipo/s determinante/s y el precio de las distintas operaciones de activo y pasivo². De esta forma, en el supuesto de que se identificase una variación del tipo significativo podría cuantificarse su impacto en el margen financiero de las entidades a través de los precios a los que se contratan o reprecian las operaciones.

La primera etapa de las descritas se abordó en un trabajo anterior realizado por Barreira, Ferrer y González [1997], en el que se planteaba el análisis de las conexiones entre un conjunto de tipos de interés del mercado monetario español, centrándose fundamentalmente en los tipos del mercado interbancario de depósitos no transferibles dada la comprobada³ interrelación existente entre dicho mercado y los tipos de interés ofertados por las entidades de crédito en sus operaciones de activo y pasivo. En dicho estudio empírico se llegaba a la conclusión de que los tipos de interés a uno y tres meses del mercado interbancario de depósitos no transferibles son los que ejercen una mayor influencia en términos de causalidad en el sentido de Granger sobre los restantes tipos negociados en el mercado monetario español.

A partir de este resultado, en el presente trabajo, cuyo objetivo primordial es determinar la repercusión de los tipos de interés del mercado monetario sobre los tipos ofertados por las entidades de crédito en sus diversas operaciones, se ha optado por tomar como referencia los dos tipos interbancarios identificados previamente como los más relevantes.

A diferencia de otros estudios basados en la consideración de un tipo de interés sintético representativo del conjunto de operaciones activas o pasivas⁴, aquí se ha optado por trabajar a nivel desagregado, analizando el impacto de los movimientos experimentados por los tipos

² En concreto, el aspecto del riesgo de interés que se trata de valorar es el referido a la modificación en el precio de las operaciones activas y pasivas realizadas con clientes. Si, por ejemplo, se tratase de valorar el riesgo de interés de la cartera de renta fija probablemente el tipo significativo fuese otro.

³ Véase, entre otros, Sastre [1991 y 1997], Sáez [1996a y b], Manzano y Galmés [1995 y 1996] y Estrada et al. [1994].

⁴ Los tipos de interés sintéticos de activo y de pasivo son medias ponderadas de los tipos de las distintas operaciones siendo las ponderaciones la importancia relativa de cada operación activa/pasiva en el total de operaciones activas/pasivas realizadas con la clientela (Cuenca [1994] y Manzano y Galmés [1996]).

interbancarios sobre los precios de las distintas modalidades de operaciones de activo y pasivo, en consonancia con el objetivo último del proyecto que es el de identificar y valorar el riesgo de base para las entidades de crédito. En este sentido, cabe resaltar que la selección efectuada de las diferentes operaciones activas y pasivas de las entidades de crédito ha venido impuesta por la disponibilidad de datos de precios pero, en cualquier caso, abarca una parte considerable y significativa de la totalidad del balance.

Por último, hay que tener en cuenta que el hecho de analizar los precios de las operaciones de activo y pasivo *por separado* implica, en la práctica, adoptar la hipótesis de separabilidad entre las decisiones de activo y pasivo⁵ (Sáez, [1996a]). Por otra parte, el suponer que el sector bancario global dispone de poder de mercado en la fijación de su política de precios equivale (Sastre, [1991]) a admitir un marco teórico de competencia imperfecta, donde se adopta la hipótesis de empresa representativa como la agregación de la totalidad de empresas que operan en el mercado.

2. REPERCUSIÓN A LARGO PLAZO DE LOS TIPOS DE INTERÉS INTERBANCARIOS SOBRE LAS ENTIDADES DE CRÉDITO

2.1. Consideraciones generales

A partir de los trabajos precursores de Nelson y Plosser [1982] y de Schwert [1987], numerosos estudios empíricos han obtenido evidencia de que la mayoría de las series temporales económicas y financieras constituyen variables no estacionarias, es decir, incorporan una tendencia estocástica, lo que implica que presentan memoria ilimitada, de tal forma que los *shocks* aleatorios tienen efectos permanentes sobre las mismas.

Granger y Newbold [1974] y Phillips [1986] señalan la posible aparición de problemas de regresión espúrea al emplear las técnicas clásicas de estimación por mínimos cuadrados ordinarios cuando las variables consideradas son no estacionarias. Según estos autores, en estas circunstancias los métodos tradicionales de regresión no resultan apropiados pudiendo llevar a

⁵La financiación/inversión interbancaria es la que ajusta los desequilibrios entre los depósitos (recursos) y los créditos (inversión) a la vez que permite la separabilidad de ambos mercados, de modo que las decisiones de activo se establecen de forma independiente de las de pasivo.

efectuar inferencias erróneas al aceptar como válidas relaciones de tipo meramente casual. En este contexto, la teoría de cointegración propuesta originariamente por Engle y Granger [1987] se revela como el marco idóneo para detectar las posibles conexiones estables a largo plazo entre series no estacionarias.

De este modo, el estudio empírico se inicia contrastando la no estacionariedad de las distintas variables individuales contempladas a través de tests de raíces unitarias. A continuación, se analiza, mediante la aplicación de las técnicas de cointegración y desde una perspectiva bivalente, la presencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre los tipos de interés más significativos del mercado interbancario de depósitos y los precios de las distintas operaciones de activo y de pasivo llevadas a cabo habitualmente por las entidades de crédito que operan en el mercado español. Finalmente, se procede a estimar los mecanismos de corrección de error que recogen la dinámica a corto plazo existente entre ambas clases de tipos de interés.

2.2. Datos empleados

El periodo muestral utilizado en el presente trabajo se extiende a lo largo del intervalo de tiempo comprendido entre enero de 1989 y abril de 1997 (100 observaciones de carácter mensual). Los datos empleados han sido extraídos de la sección de Indicadores económicos del Boletín Económico del Banco de España y corresponden, por una parte, a los tipos de interés medios mensuales ponderados⁶ de las operaciones iniciadas o renovadas en cada mes, concertadas con el sector privado residente por las entidades de crédito y, por otra, por los tipos de interés medios mensuales a uno y a tres meses de plazo negociados⁷ en el mercado interbancario de depósitos no transferibles.

Siguiendo la práctica habitual en este tipo de trabajos, se distingue entre bancos y cajas de ahorro con el objeto de constatar si se ponen de relieve diferencias ostensibles en el comportamiento de ambos tipos de entidades en lo concerniente a la política de fijación de precios en sus operaciones. Además, se lleva a cabo un análisis desagregado por instrumentos para intentar determinar el grado de ajuste de cada una de las operaciones de activo y de pasivo

⁶Los tipos de interés medios se calculan a partir de los tipos de todas las operaciones efectivamente realizadas en el periodo de referencia, ponderadas por sus principales en el caso de los préstamos y las cuentas de crédito y por sus importes nominales en los demás casos y calculados según los procedimientos fijados por la Circular del Banco de España 8/90 para la obtención del tanto anual equivalente (TAE).

⁷El tipo de interés corresponde a la media de los tipos de interés a los que se han cruzado operaciones.

consideradas ante los cambios experimentados por los tipos de interés interbancarios más significativos.

Por otro lado, parece razonable pensar⁸ que la interconexión entre los tipos de interés del mercado interbancario y el precio de las operaciones realizadas por las entidades se ha incrementado de forma considerable en los últimos años. En este sentido, basta recordar que el proceso de liberalización de precios no se completa hasta 1987, de forma que es sólo a partir de ese momento cuando las políticas de precios pueden ser fijadas libremente por las entidades de acuerdo con sus estrategias y con la evolución del sistema financiero y de la economía en general, sin las distorsiones derivadas de la existencia de límites legales para los tipos de interés y las comisiones.

Desde entonces hasta ahora se ha producido un importantísimo incremento del nivel de competencia que se ha traducido en una creciente sensibilización de los balances bancarios a las variaciones de los tipos de interés y cuyo resultado inmediato ha sido el paulatino estrechamiento del margen de intermediación⁹.

Sin embargo, parece lógico pensar que esta transformación no se ha producido de forma inmediata a la liberalización del precio de las operaciones y que tampoco ha afectado simultáneamente, y con la misma intensidad, a todas las partidas del balance¹⁰. Es por ello por lo que se ha partido de una muestra correspondiente al período comprendido entre enero de 1989 y abril de 1997 y, en aquellos casos en los que no ha sido posible detectar relaciones estables a largo plazo, se ha procedido a repetir el análisis con una muestra más reciente, en concreto, desde enero de 1992. La utilización de este subperíodo está plenamente justificada a la luz de los acontecimientos que tuvieron lugar en dicho año y que ponen de manifiesto que el año 1992 ha sido, sin duda, un momento significativo en el proceso de transformación del sistema financiero español y, en particular, en el incremento de competencia entre las entidades.

En efecto, en ese año y en un entorno caracterizado por una evolución económica desfavorable que produjo un importante aumento de la morosidad, las entidades tuvieron que

⁸Y así lo ponen de manifiesto muchos de los análisis realizados por distintos autores (Estrada et al. [1994], Cuenca [1994], Sáez [1996a y b] y Manzano y Galmés [1996a y b]).

⁹El margen de intermediación sobre activos totales medios para el conjunto de bancos y cajas ha pasado del 4,31% en 1989 al 3,62% en 1992 y al 2,48% en 1996. (Boletín Económico del Banco de España).

¹⁰Ni tampoco a todas las entidades por igual, véase Sastre [1997].

asumir las consecuencias de las graves tensiones que afectaron al Sistema Monetario Europeo¹¹, de la liberalización de las transacciones internacionales de capitales y de la importante competencia de los fondos de inversión que, sobre todo en el primer trimestre, tuvieron un desarrollo espectacular. Junto a estos hechos, la desaparición del coeficiente de inversión¹² y el descenso en el nivel de cobertura del coeficiente de caja fueron también aspectos relevantes en la fijación de políticas de precios al disminuir¹³ las distorsiones provocadas por la exigencia de su cobertura con activos remunerados a tipos inferiores a los de mercado.

En particular, los tipos de interés contemplados son los que se presentan a continuación :

a) Dentro de los tipos de interés clave del mercado interbancario :

- el tipo de interés medio de las operaciones de depósito interbancario no transferibles a un mes (IB1M).
- el tipo de interés medio de las operaciones de depósito interbancario no transferibles a tres meses (IB3M).

b) En relación a los tipos de interés de las operaciones activas y pasivas de las entidades de crédito, se realiza, a su vez, una subdivisión entre bancos y cajas de ahorro :

b.1) Bancos.

• Operaciones de pasivo :

- el tipo de interés medio de las cuentas corrientes (CCB)¹⁴.
- el tipo de interés medio de las cesiones temporales de deuda pública anotada con un plazo de hasta tres meses (CESB).
- el tipo de interés medio de los depósitos de plazo entre uno y dos años (DEPB).

¹¹ De hecho, tuvieron lugar dos devaluaciones de la peseta, en septiembre y en noviembre.

¹² Su calendario de supresión finalizó en diciembre.

¹³ Sólo disminución, ya que a pesar de la supresión del coeficiente de inversión continuaban existiendo en las carteras bancarias activos computables aún no vencidos y, por lo que se refiere al coeficiente de caja, no hay que olvidar que su drástica reducción -del 17% en marzo de 1990 al 3% en diciembre de 1992- se simultaneó con la exigencia de adquisiciones de certificados de depósito del Banco de España (CEBES), cuyo calendario de vencimientos se extendía desde 1993 hasta el año 2000.

¹⁴ Se excluyen aquellas que por tener un carácter de servicio de tesorería no están remuneradas o lo son con tipos que no resultan significativos como coste financiero.

- Operaciones de activo :
 - el tipo de interés medio de las operaciones de descuento comercial hasta tres meses (DFOB).
 - el tipo de interés medio de las operaciones de crédito hipotecario¹⁵ (HIPB).
 - el tipo de interés medio de las cuentas de crédito de uno a tres años (CREDB)¹⁶.
 - el tipo de interés medio de los préstamos a tres o más años (PRESB).

b.2) Cajas de ahorro.

- Operaciones de pasivo :
 - el tipo de interés medio de las cuentas corrientes (CCC)¹⁷.
 - el tipo de interés medio de las cesiones temporales de deuda pública anotada con un plazo de hasta tres meses (CESC).
 - el tipo de interés medio de los depósitos de plazo entre uno y dos años (DEPC).
- Operaciones de activo :
 - el tipo de interés medio de las operaciones de crédito hipotecario (HIPC).
 - el tipo de interés medio de las cuentas de crédito de uno a tres años (CREDC)¹⁸.
 - el tipo de interés medio de los préstamos a tres o más años (PRESC).

En los gráficos 1 y 2 se muestra la evolución temporal de los tipos de interés de las operaciones de activo y de pasivo efectuadas por los bancos y por las cajas de ahorro, respectivamente, junto con el tipo interbancario a tres meses de plazo¹⁹. Como era de esperar, los tipos de interés de las operaciones activas se encuentran por encima del tipo interbancario a tres meses, mientras que con los tipos pasivos sucede exactamente lo contrario.

¹⁵ Incluidas las concertadas a tipo variable. Asimismo, cabe resaltar que los datos correspondientes a esta operación, tanto en bancos como en cajas de ahorro, sólo están disponibles a partir de noviembre de 1990.

¹⁶ Bajo la hipótesis de disposición total del límite.

¹⁷ Véase la nota 14.

¹⁸ Véase la nota 16.

¹⁹ En ambos gráficos, representados con un carácter meramente ilustrativo, se ha incluido sólo el tipo de interés a tres meses del mercado interbancario dado que, como se verá más adelante, con este tipo se obtienen resultados más significativos que al considerar el tipo interbancario a un mes.

GRAFICO 1

Tipos de interés de las operaciones activas y pasivas de los bancos
VS Tipo interbancario a tres meses

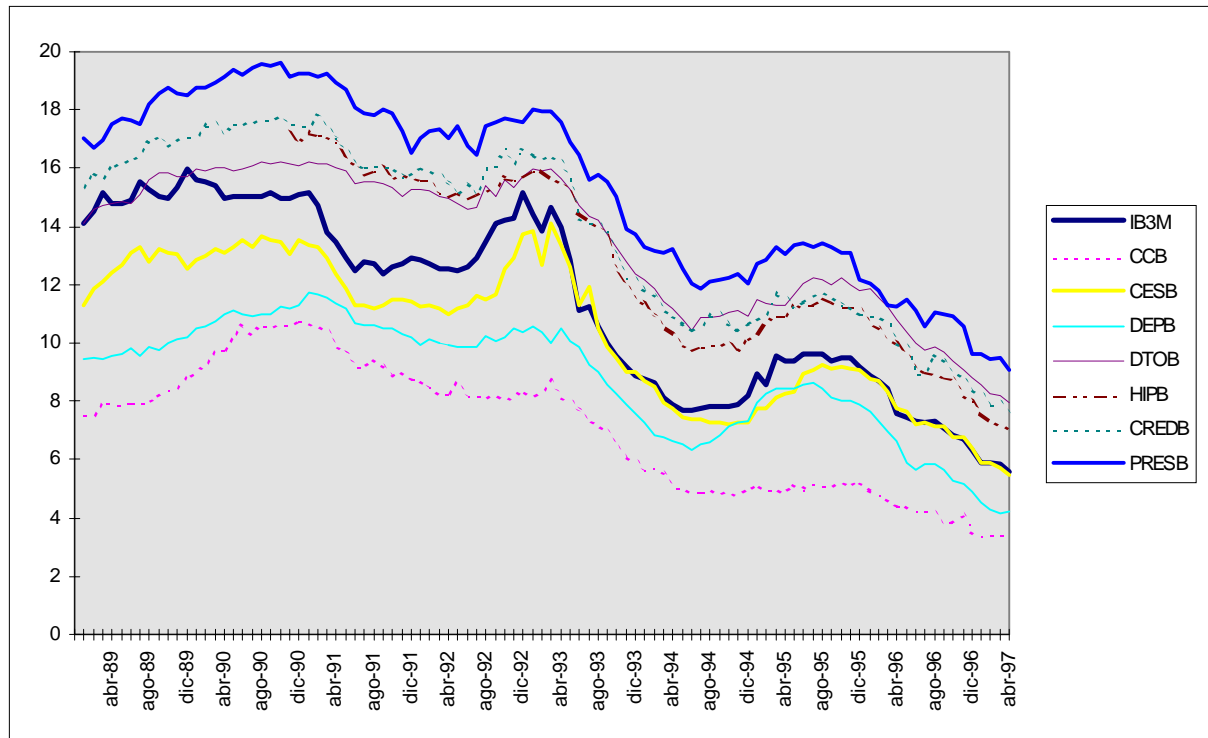
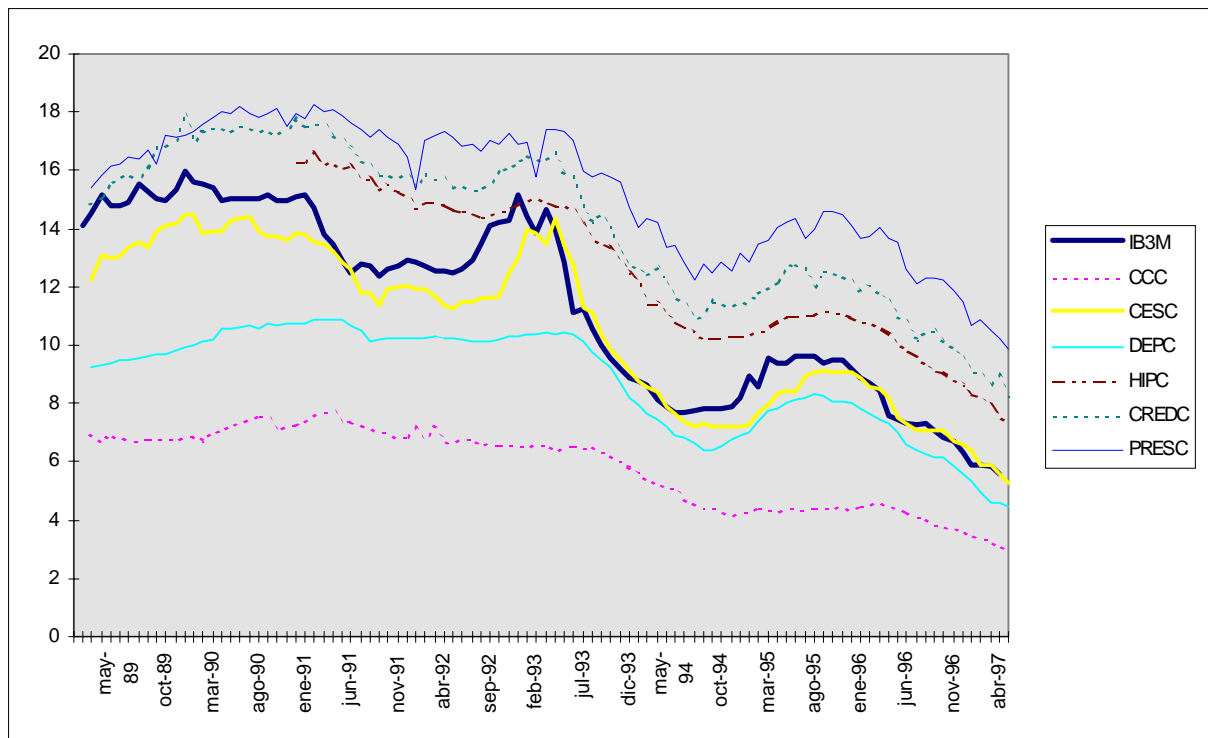


GRAFICO 2

Tipos de interés de las operaciones activas y pasivas de las cajas
VS Tipo interbancario a tres meses



De la simple observación de estos gráficos parece desprenderse la existencia de una notable conexión a largo plazo entre los tipos de interés de las distintas operaciones activas y pasivas efectuadas por las entidades de crédito y el tipo a tres meses del mercado interbancario, así como un creciente estrechamiento del margen.

Conviene destacar, no obstante, que lo que se trata de establecer en este trabajo es la existencia de relaciones estables a largo plazo, lo que implica una evolución similar de los tipos de interés considerados a lo largo del período de estudio. Estas relaciones pueden darse tanto en mercados con escaso nivel de competencia, que admiten elevados márgenes financieros, como en situaciones más competitivas que provocan un estrechamiento de los márgenes. En estas últimas se garantiza en mayor medida la presencia de tales conexiones a largo plazo.

2.3. Contraste de raíces unitarias

Dado que la cointegración requiere una cierta estructura estocástica de las variables implicadas, normalmente el primer paso en la investigación empírica a efectuar consiste en comprobar si todas las series temporales individuales estudiadas son no estacionarias con el mismo orden de integración. Para tal fin, en el presente trabajo se aplica el contraste de raíces unitarias Dickey-Fuller ampliado o aumentado (DFA en lo sucesivo), diseñado por Dickey y Fuller [1979] y por Said y Dickey [1984].

En este contexto, una serie temporal es estacionaria en sentido débil si su media, varianza y autocovarianzas son independientes del tiempo²⁰. A su vez, dentro de las variables no estacionarias destacan especialmente aquellas que poseen una tendencia en la varianza, también conocida como tendencia estocástica, lo que significa que su varianza resulta función del tiempo. En este sentido, la presencia de una raíz unitaria en el polinomio autorregresivo de una variable constituye la razón esencial de la aparición de una tendencia en su varianza y, por consiguiente, de la no estacionariedad de la serie.

De esta forma, cuando una serie contiene una raíz unitaria, esto es, tiene una tendencia estocástica, se dice que es integrable de orden uno y al ser diferenciada se transforma en una

²⁰Desde un plano más formal, para que una variable sea estacionaria en sentido débil se han de cumplir los tres requisitos siguientes : media constante, varianza finita y constante y autocovarianza entre dos valores cualesquiera de la serie dependiente sólo del intervalo de tiempo existente entre los dos valores y no del momento de tiempo concreto.

variable estacionaria, también denominada integrable de orden cero.

Por lo que respecta al número óptimo de retardos a incluir en la ecuación autorregresiva utilizada en el contraste de estacionariedad, en este estudio empírico se ha puesto en práctica la estrategia de contrastación secuencial propugnada por Campbell y Perron [1991]. Este procedimiento consiste en fijar a priori un límite superior suficientemente alto para el número de retardos, denominado k_{\max} , y estimar por mínimos cuadrados ordinarios el correspondiente modelo autorregresivo de orden k_{\max} . Si el último retardo resulta significativo usando la distribución t de Student estándar, entonces el número idóneo de retardos es $k = k_{\max}$. En caso contrario, el orden de la autorregresión estimada se va reduciendo gradualmente de uno en uno, deteniéndose al alcanzar un valor determinado en el que el coeficiente asociado al último retardo incluido es significativo, con lo que se llega a la conclusión de que la estructura apropiada de retardos coincide con dicho orden.

Además, y de acuerdo con el criterio de Dickey y Pantula [1987], se ha optado por contrastar primero la hipótesis nula de presencia de dos raíces unitarias y, única y exclusivamente cuando esta hipótesis resulta rechazada, se procede a realizar el test correspondiente a la existencia de una sola raíz unitaria. Asimismo, y siguiendo la práctica habitual, el contraste de una raíz unitaria se lleva a cabo contemplando separadamente dos posibilidades -la incorporación simplemente de un término constante y la adición de una constante y una tendencia lineal en la especificación autorregresiva característica del procedimiento DFA-, mientras que el contraste de dos raíces unitarias sólo incluye una constante en el modelo²¹.

Las Tablas 1, 2 y 3 muestran los resultados derivados del contraste de raíces unitarias DFA efectuado sobre los tipos de interés relevantes del mercado interbancario de depósitos y los tipos de interés ofertados por los bancos y cajas de ahorro en sus diferentes operaciones activas y pasivas, respectivamente. En concreto, el estadístico τ_{μ} indica que el test DFA se ha aplicado sobre una especificación autorregresiva que sólo presenta un término constante, mientras que el estadístico τ_{τ} resulta representativo de un modelo que incorpora constante y tendencia lineal determinista. A su vez, * simboliza que la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias es rechazada a un nivel de significación del 5%, mientras que ** implica que dicha hipótesis nula se rechaza a un nivel de significación del 1%. Por último, Δ denota el operador de primeras diferencias.

²¹A efectos prácticos, el contraste de estacionariedad de una variable bajo la especificación que no incorpora ningún término determinista no se lleva a cabo como consecuencia de su carácter poco realista.

Tabla 1. Contraste de raíces unitarias DFA / Tipos de interés del mercado interbancario

Variable	Número Óptimo de Retardos	Estadístico Test DFA
$\Delta IB1M$	1	$\tau_{\mu} = -5,308^{**}$
IB1M	3	$\tau_{\tau} = -2,979$
	2	$\tau_{\mu} = -0,421$
$\Delta IB3M$	2	$\tau_{\mu} = -3,892^{**}$
IB3M	4	$\tau_{\tau} = -3,587^{*}$
	3	$\tau_{\mu} = -0,578$

Tabla 2. Contraste de raíces unitarias DFA / Bancos

Variable	Número Óptimo de Retardos	Estadístico Test DFA
ΔCCB	12	$\tau_{\mu} = -3,476^{*}$
CCB	3	$\tau_{\tau} = -2,774$
	3	$\tau_{\mu} = -0,541$
$\Delta CESB$	5	$\tau_{\mu} = -3,465^{*}$
CESB	4	$\tau_{\tau} = -3,593^{*}$
	4	$\tau_{\mu} = -1,284$
$\Delta DEPB$	1	$\tau_{\mu} = -3,924^{**}$
DEPB	2	$\tau_{\tau} = -2,471$
	2	$\tau_{\mu} = -0,259$
$\Delta DTOB$	1	$\tau_{\mu} = -4,207^{**}$
DTOB	5	$\tau_{\tau} = -3,246$
	2	$\tau_{\mu} = 0,277$
$\Delta HIPB$	8	$\tau_{\mu} = -3,158^{*}$
HIPB	5	$\tau_{\tau} = -3,983^{*}$
	9	$\tau_{\mu} = -0,265$
$\Delta CREDB$	0	$\tau_{\mu} = -8,375^{**}$
CREDB	0	$\tau_{\tau} = -2,600$
	10	$\tau_{\mu} = 0,458$
$\Delta PRESB$	8	$\tau_{\mu} = -3,075^{*}$
PRESB	7	$\tau_{\tau} = -3,552^{*}$
	9	$\tau_{\mu} = 0,191$

Tabla 3. Contraste de raíces unitarias DFA / Cajas

Variable	Número Óptimo de Retardos	Estadístico Test DFA
Δ CCC	1	$\tau_{\mu} = -5,565^{**}$
CCC	2	$\tau_r = -1,848$
	2	$\tau_{\mu} = 0,908$
Δ CESC	1	$\tau_{\mu} = -4,125^{**}$
CESC	2	$\tau_r = -2,985$
	2	$\tau_{\mu} = -0,592$
Δ DEPC	9	$\tau_{\mu} = -3,237^*$
DEPC	10	$\tau_r = -2,312$
	10	$\tau_{\mu} = 0,242$
Δ HIPC	7	$\tau_{\mu} = -2,926^*$
HIPC	7	$\tau_r = -3,720^*$
	7	$\tau_{\mu} = 0,159$
Δ CREDC	5	$\tau_{\mu} = -2,336$
CREDC	12	$\tau_r = -3,007$
	6	$\tau_{\mu} = 0,408$
Δ PRESC	5	$\tau_{\mu} = -2,428$
PRESC	6	$\tau_r = -2,462$
	6	$\tau_{\mu} = 0,132$

Como se puede apreciar, para la gran mayoría de las variables individuales consideradas se rechaza la hipótesis nula de presencia de dos raíces unitarias a un nivel de significación del 5% (de hecho, en bastantes casos esta hipótesis también puede ser rechazada al 1%). Específicamente, sólo se detecta la existencia de dos raíces unitarias en los tipos de interés de los créditos entre uno y dos años y de los préstamos a más de tres años concedidos por las cajas de ahorros a sus clientes durante el periodo de análisis, por lo que se puede afirmar que estas dos series resultan integrables de orden dos.

No obstante, en términos generales se obtiene evidencia favorable a la hipótesis nula que establece la presencia de una raíz unitaria, si bien cabe significar que, al operar con la especificación que incorpora término constante y tendencia lineal, en algunos casos esta hipótesis nula únicamente no resulta rechazada a un nivel de significación del 1%.

De lo anterior se desprende, con las salvedades mencionadas, que todas las variables contempladas, con la excepción de los tipos de interés de los créditos y de los préstamos de las cajas de ahorro, son integrables de orden uno, es decir, no estacionarias en niveles y estacionarias solamente tras tomar primeras diferencias, con lo que se cumple el requisito previo necesario para la existencia de relaciones de cointegración.

2.4. Procedimiento de cointegración de Johansen

La teoría de cointegración formulada inicialmente por Engle y Granger [1987] establece que un conjunto de variables no estacionarias están cointegradas si se verifican las dos siguientes condiciones :

- i) todas ellas resultan integrables del mismo orden.
- ii) existe al menos una combinación lineal de estas variables que es integrable de un orden más bajo que las series individualmente consideradas.

A nivel intuitivo, la existencia de cointegración entre un grupo de series temporales no estacionarias puede ser interpretada en el sentido de que estas variables evolucionan de forma conjunta en el largo plazo en base a una relación estable entre ellas definida por el vector de cointegración, de tal forma que las desviaciones de esta situación de equilibrio son de naturaleza transitoria.

En el ámbito del presente estudio, las técnicas de cointegración van a permitir detectar, en caso de existir, las conexiones a largo plazo desde una perspectiva bivalente entre los tipos de interés más relevantes negociados en el mercado interbancario de depósitos y los tipos de interés representativos del rendimiento y coste medios de las operaciones de activo y de pasivo llevadas a cabo con más frecuencia por los bancos y las cajas de ahorro que operan en el mercado español.

Los trabajos existentes sobre este tema en el mercado español se basan principalmente en la estimación de las relaciones de cointegración a través del método clásico de dos etapas elaborado por Engle y Granger [1987] y del procedimiento de una sola etapa propuesto por Banerjee et al. [1986] y [1993]. No obstante, los contrastes de cointegración aquí realizados aplican la metodología multivariante desarrollada por Johansen [1988] y [1991] y por Johansen y Juselius [1990].

La aproximación de Johansen emplea técnicas de estimación por máxima verosimilitud para determinar el número de relaciones de cointegración entre un conjunto de variables y está basada en la representación de un modelo vectorial autorregresivo (VAR, de ahora en adelante) a través de un mecanismo de corrección de error vectorial. En esencia, este enfoque incorpora diversas ventajas con respecto al planteamiento bivariante de Engle y Granger, entre las que destacan las siguientes:

- Permite estimar todos los vectores de cointegración existentes en un determinado sistema. Al respecto, hay que subrayar que para un conjunto de M variables pueden existir como máximo $M-1$ vectores de cointegración.
- No se ve afectado por los posibles problemas de endogeneidad existentes entre las variables implicadas en la relación de cointegración debido a que asume que todas ellas son conjuntamente endógenas.
- No impone restricciones de factor común en el grupo de variables considerado²².
- Posibilita la realización de contrastes de hipótesis sobre los parámetros integrantes de los vectores de cointegración.

Por su parte, el método de Banerjee et al., basado en la estimación directa por mínimos cuadrados no lineales del mecanismo de corrección de error que recoge el proceso de ajuste dinámico entre las variables implicadas, se centra básicamente en el contraste de significatividad del coeficiente asociado al término de corrección de error correspondiente a la relación de cointegración estimada y constituye un test más potente que el de Engle y Granger, debido a que al estimar las relaciones estables a largo plazo en el marco de un mecanismo de corrección de error se considera mucha más información que al operar con una regresión estática.

Sin embargo, tal y como señalan Suriñach et al. [1995], el procedimiento de Banerjee et al. se encuentra sujeto a una serie de inconvenientes superados por el contraste de Johansen. En concreto, puede presentar problemas de ineficiencia²³, de endogeneidad y se ve notablemente complicado cuando existe más de un vector de cointegración.

²²En este sentido, Kremers, Ericsson y Dolado [1992] señalan que la metodología de cointegración clásica de Engle y Granger establece de forma implícita una restricción de factor común al aplicar el test DFA sobre los residuos del modelo estimado y como resultado se ignora información potencialmente valiosa, con lo que el contraste sufre una importante pérdida de potencia.

²³Ello obedece a las restricciones lineales comunes a todas las ecuaciones del mecanismo de corrección de error provocadas por la presencia de vectores de cointegración.

En definitiva, de todo lo anterior²⁴ se desprende que el enfoque de Johansen resulta el más completo para analizar la presencia de relaciones de equilibrio a largo plazo y por ello se ha optado por aplicarlo en este trabajo.

2.4.1. Estimación de las relaciones de cointegración

Tal y como se ha mencionado antes, la presencia de cointegración se examina en un contexto bivalente. De acuerdo con esto, se considera un proceso vectorial Y_t de dimensión 2×1 y con estructura $Y_t = [X_{1t}, X_{2t}]$, donde X_{1t} representa uno de los tipos de interés más significativos del mercado interbancario, mientras que X_{2t} denota el precio de una de las operaciones de activo o de pasivo efectuadas habitualmente por las entidades de crédito con sus clientes.

El número óptimo de retardos a insertar en el modelo VAR característico del procedimiento construido por Johansen ha sido elegido en base al criterio de información de Akaike.

Por lo que respecta a la posible introducción de componentes deterministas en el esquema típico del enfoque de Johansen, dado que durante el periodo muestral contemplado no parece existir una tendencia lineal ni en los tipos de interés del mercado interbancario ni en los tipos ofertados por las entidades de crédito, se ha optado por operar con una especificación que presenta una media distinta de cero en el vector de cointegración y, sin embargo, no incorpora ningún término determinista en el modelo VAR.

Las Tablas 4 a 7 muestran los resultados obtenidos al contrastar la existencia de cointegración mediante la aplicación de la metodología multivariante de Johansen durante el periodo comprendido entre enero de 1989 y abril de 1997. En particular, estas tablas recogen los valores del test realizado en base al estadístico de la traza definido por Johansen. Con este estadístico se contrastan las hipótesis nulas de como máximo cero y un vectores de cointegración, respectivamente, donde r denota el número de vectores de cointegración. De

²⁴A su vez, Gonzalo [1994] compara varios métodos alternativos utilizados para la estimación de vectores de cointegración y llega a la conclusión de que la aproximación de Johansen goza de propiedades claramente superiores a las de los restantes enfoques.

nuevo, * significa que la hipótesis nula se rechaza a un nivel de significación del 5%, mientras que ** indica que dicha hipótesis sólo puede ser rechazada al 1%.

Tabla 4. Procedimiento de cointegración de Johansen / Bancos / IB1M

Variables implicadas	Número óptimo de retardos	Hipótesis nula	Estadístico de la traza
A. Operaciones pasivas.			
CCB Y IB1M	11	$r \leq 0$ $r \leq 1$	21,178* 2,944
CESB Y IB1M	12	$r \leq 0$ $r \leq 1$	29,088** 7,351
DEPB Y IB1M	1	$r \leq 0$ $r \leq 1$	5,474 1,830
B. Operaciones activas.			
DTOB Y IB1M	8	$r \leq 0$ $r \leq 1$	6,931 2,428
HIPB Y IB1M	12	$r \leq 0$ $r \leq 1$	20,959* 7,218
CREDB Y IB1M	11	$r \leq 0$ $r \leq 1$	22,386* 3,068
PRESB Y IB1M	11	$r \leq 0$ $r \leq 1$	21,294* 4,849

Tabla 5. Procedimiento de cointegración de Johansen / Bancos / IB3M

Variables implicadas	Número óptimo de retardos	Hipótesis nula	Estadístico de la traza
A. Operaciones pasivas.			
CCB Y IB3M	11	$r \leq 0$ $r \leq 1$	24,713** 2,886
CESB Y IB3M	12	$r \leq 0$ $r \leq 1$	21,013* 6,306
DEPB Y IB3M	3	$r \leq 0$ $r \leq 1$	7,937 1,755
B. Operaciones activas.			
DTOB Y IB3M	8	$r \leq 0$ $r \leq 1$	7,610 2,391
HIPB Y IB3M	12	$r \leq 0$ $r \leq 1$	27,883** 10,045
CREDB Y IB3M	11	$r \leq 0$ $r \leq 1$	22,293* 4,507
PRESB Y IB3M	11	$r \leq 0$ $r \leq 1$	23,142* 5,104

Tabla 6. Procedimiento de cointegración de Johansen / Cajas / IB1M

Variables implicadas	Número óptimo de retardos	Hipótesis nula	Estadístico de la traza
A. Operaciones pasivas.			
CCC Y IB1M	11	$r \leq 0$	20,517*
		$r \leq 1$	2,992
CESC Y IB1M	2	$r \leq 0$	43,322**
		$r \leq 1$	2,496
DEPC Y IB1M	2	$r \leq 0$	6,931
		$r \leq 1$	1,697
B. Operaciones activas.			
HIPC Y IB1M	12	$r \leq 0$	21,539*
		$r \leq 1$	6,147
CREDC Y IB1M	12	$r \leq 0$	11,709
		$r \leq 1$	2,962
PRESC Y IB1M	12	$r \leq 0$	14,015
		$r \leq 1$	4,733

Tabla 7. Procedimiento de cointegración de Johansen / Cajas / IB3M

Variables implicadas	Número óptimo de retardos	Hipótesis nula	Estadístico de la traza
A. Operaciones pasivas.			
CCC Y IB3M	12	$r \leq 0$	22,521*
		$r \leq 1$	4,200
CESC Y IB3M	12	$r \leq 0$	24,057*
		$r \leq 1$	4,079
DEPC Y IB3M	3	$r \leq 0$	7,220
		$r \leq 1$	2,049
B. Operaciones activas.			
HIPC Y IB3M	11	$r \leq 0$	20,268*
		$r \leq 1$	6,427
CREDC Y IB3M	12	$r \leq 0$	11,613
		$r \leq 1$	3,306
PRESC Y IB3M	12	$r \leq 0$	13,423
		$r \leq 1$	5,270

Las principales conclusiones extraídas del estudio empírico efectuado son :

- 1) Se aprecia una considerable evidencia empírica favorable a la presencia de relaciones de equilibrio a largo plazo (en un 61,5% de los casos posibles) entre los tipos de interés clave del mercado interbancario y los tipos de las operaciones de las entidades de crédito. No obstante, hay que resaltar que se pone de relieve un mayor número de relaciones de cointegración en las operaciones activas y pasivas llevadas a cabo por los bancos (71,4%) que en las correspondientes a las cajas de ahorro (50%).
- 2) Dentro de las operaciones realizadas por los bancos se detecta, en lo referente a las pasivas, cointegración entre los dos tipos interbancarios contemplados y los tipos de interés de las cuentas corrientes y de las cesiones temporales de hasta tres meses de plazo. En lo concerniente a las activas, aparecen asimismo relaciones entre los dos tipos de interés del mercado interbancario y los tipos de los préstamos hipotecarios, de los créditos entre uno y dos años y de los préstamos a más de tres años.

Según esto, los depósitos a plazo fijo de los bancos y el descuento comercial bancario se configuran como las únicas operaciones de los bancos que no se encuentran conectadas en el largo plazo con los tipos de interés negociados en el mercado interbancario.

- 3) Por lo que respecta a las cajas de ahorro, las relaciones de equilibrio a largo plazo se manifiestan en los tipos de interés de las cuentas corrientes y de las cesiones temporales de hasta tres meses de duración, dentro de las operaciones pasivas, y únicamente en los tipos de interés de los préstamos hipotecarios en lo referente a las operaciones activas. De lo anterior se desprende que en el largo plazo no existe una vinculación de carácter estable de los tipos más significativos del mercado interbancario de depósitos con los tipos de interés de los depósitos a plazo, de los créditos de entre uno y dos años de duración y de los préstamos a más de tres años concertados con los clientes.

En el caso de los tipos de interés de los créditos y de los préstamos, este resultado tiene su origen en el diferente orden de integración de las series temporales implicadas en la relación a largo plazo. Así, mientras que estas dos variables son integradas de orden dos, los tipos de interés del mercado interbancario se encuentran integrados de orden uno, por lo que es imposible detectar la existencia de cointegración entre ambas.

Tal y como se ha señalado antes, se ha vuelto a contrastar para un intervalo más reciente, desde enero de 1992 hasta abril de 1997, la presencia de cointegración en aquellas operaciones en las que durante la muestra global no han aparecido relaciones estables con la finalidad de verificar si ha aumentado significativamente la interrelación en el largo plazo entre los tipos de interés ofertados por las entidades de crédito en sus diversas operaciones y los tipos del mercado interbancario.

- 4) La evidencia obtenida sugiere ahora, en relación a los bancos, la existencia también de relaciones de cointegración entre los tipos relevantes del mercado interbancario y los tipos de los depósitos a plazo bancarios y del descuento bancario comercial, únicas partidas que en la muestra global planteaban problemas de carencia de cointegración. En lo concerniente a las cajas de ahorro, asimismo se constata la existencia de cointegración entre los tipos interbancarios y los tipos de interés de los créditos de entre uno y dos años. Sin embargo, las otras dos partidas, depósitos y préstamos a más de tres años, continúan sin mostrar una relación a largo plazo con los tipos interbancarios.

De este modo, se puede afirmar que, en términos generales, en los últimos años se ha intensificado la respuesta en el largo plazo de los tipos de interés ofrecidos por las entidades de crédito ante los movimientos de los tipos del mercado interbancario, aunque con distinto grado en bancos y cajas de ahorro.

- 5) Por último, cabe reseñar que los resultados del contraste de cointegración son idénticos con independencia del tipo de interés concreto del mercado interbancario seleccionado para analizar la respuesta de los tipos ofertados por las entidades de crédito, lo que sirve para confirmar la elevada conexión a largo plazo existente entre los tipos interbancarios a uno y a tres meses²⁵.

A continuación, las tablas 8 y 9 muestran las ecuaciones representativas de las relaciones de equilibrio a largo plazo, definidas por los vectores de cointegración, entre los tipos de interés más significativos del mercado interbancario y los tipos de interés de las diversas operaciones activas y pasivas efectuadas por los bancos y las cajas de ahorro, respectivamente. A este respecto, cabe reseñar que en todas y cada una de las ecuaciones se ha incluido un término de error z_{it} , también conocido como residuo de la regresión de cointegración, que refleja la desviación de la situación de equilibrio a largo plazo.

²⁵ Puesta de manifiesto en Barreira, Ferrer y González [1997].

Tabla 8. Vectores de cointegración / Bancos

Variables implicadas	Vectores de cointegración
A. Operaciones pasivas.	
CCB Y IB1M	$CCB_t = -2,023 + 0,810IB1M_t + z_{1t}$
CCB Y IB3M	$CCB_t = -2,077 + 0,811IB3M_t + z_{2t}$
CESB Y IB1M	$CESB_t = -0,290 + IB1M_t + z_{3t}$
CESB Y IB3M	$CESB_t = -0,014 + IB3M_t + z_{4t}$
DEPB Y IB1M ⁽¹⁾	$DEPB_t = 2,835 + IB1M_t + z_{5t}$
DEPB Y IB3M ⁽¹⁾	$DEPB_t = -1,064 + IB3M_t + z_{6t}$
B. Operaciones activas.	
DTOB Y IB1M ⁽¹⁾	$DTOB_t = 2,757 + IB1M_t + z_{7t}$
DTOB Y IB3M ⁽¹⁾	$DTOB_t = 2,741 + IB3M_t + z_{8t}$
HIPB Y IB1M	$HIPB_t = 1,470 + 1,124IB1M_t + z_{9t}$
HIPB Y IB3M	$HIPB_t = 0,956 + 1,149IB3M_t + z_{10t}$
CREDB Y IB1M	$CREDB_t = 2,821 + IB1M_t + z_{11t}$
CREDB Y IB3M	$CREDB_t = 0,423 + 1,169IB3M_t + z_{12t}$
PRESB Y IB1M	$PRESB_t = 4,702 + IB1M_t + z_{13t}$
PRESB Y IB3M	$PRESB_t = 1,774 + 1,185IB3M_t + z_{14t}$

El superíndice (1) indica que la correspondiente relación de cointegración está asociada al intervalo comprendido entre enero de 1992 y abril de 1997 y no al período muestral total.

Tabla 9. Vectores de cointegración / Cajas de ahorro

Variables implicadas	Vectores de cointegración
CCC Y IB1M	$CCC_t = -0,254 + 0,256IB1M_t + z_{1t}$
CCC Y IB3M	$CCC_t = -0,470 + 0,539IB3M_t + z_{2t}$
CESC Y IB1M	$CESC_t = 0,448 + 0,891IB1M_t + z_{3t}$
CESC Y IB3M	$CESC_t = 0,389 + 0,891IB3M_t + z_{4t}$
HIPC Y IB1M	$HIPC_t = 2,484 + IB1M_t + z_{5t}$
HIPC Y IB3M	$HIPC_t = 2,310 + IB3M_t + z_{6t}$
CREDC Y IB1M ⁽¹⁾	$CREDC_t = 4,838 + 0,848IB1M_t + z_{7t}$
CREDC Y IB3M ⁽¹⁾	$CREDC_t = 3,215 + IB3M_t + z_{8t}$

El superíndice (1) indica que la correspondiente relación de cointegración está asociada al intervalo comprendido entre enero de 1992 y abril de 1997 y no al período muestral total.

Con el objeto de dotar de un mayor significado económico a los vectores de cointegración, éstos han sido normalizados de modo que los tipos de interés negociados en el mercado interbancario de depósitos desempeñen el papel de variables explicativas. Asimismo,

hay que puntualizar que estas tablas presentan las relaciones estables a largo plazo obtenidas tras contrastar, a través del test de razón de verosimilitud diseñado a tal efecto por Johansen, que los parámetros que miden la respuesta en el largo plazo de los precios de las operaciones bancarias ante los movimientos de los tipos interbancarios relevantes no son estadísticamente diferentes de uno.

Los principales aspectos a resaltar son los siguientes :

- a) En todos los casos en que existe cointegración se pone de relieve una relación de tipo positivo entre los tipos de interés interbancarios y los tipos ofertados por las entidades de crédito.
- b) Por otro lado, para las distintas operaciones realizadas por bancos y cajas de ahorro se aprecia siempre la existencia de una conexión a largo plazo de igual o mayor intensidad con el tipo de interés interbancario a tres meses que con el tipo a un mes. Esto se traduce en que el parámetro del vector de cointegración asociado al correspondiente tipo de interés interbancario resulta siempre igual o más elevado cuando se toma como referencia el tipo a tres meses.
- c) De la comparación entre operaciones activas y pasivas se deduce que son las primeras las que presentan un mayor nivel de influencia en el largo plazo por parte de los tipos de interés interbancarios.
- d) Dentro de las operaciones pasivas, las cesiones temporales de títulos de deuda pública de hasta tres meses de plazo se configuran como el tipo de operación que presenta una vinculación más importante con los tipos de interés interbancarios, tanto en los bancos como en las cajas de ahorro.
- e) Por lo que respecta a las operaciones activas, la interrelación más elevada en el largo plazo aparece en los préstamos hipotecarios, los créditos de entre uno y dos años y los préstamos personales a más de tres años concedidos por los bancos a su clientela, aunque únicamente se registran leves diferencias entre estas tres operaciones. En las cajas de ahorro, la mayor conexión se da a nivel de los préstamos hipotecarios y de los créditos, estos últimos sólo durante el periodo más reciente, dado que los tipos de interés de las operaciones de préstamo no están cointegrados con los tipos interbancarios.

2.4.2. Especificación del mecanismo de corrección de error

Seguidamente, y con la finalidad de completar el análisis de cointegración, se procede a estimar el mecanismo de corrección de error que captura la dinámica a corto plazo entre las variables implicadas en las distintas relaciones de cointegración. En este sentido, el Teorema de representación de Granger [1987] establece que si un grupo de variables se encuentran cointegradas, entonces pueden ser representadas de forma correcta a través de un mecanismo de corrección de error y, a la inversa, si la dinámica entre un conjunto de variables puede ser modelizada de modo adecuado mediante un mecanismo de corrección de error, esto sugiere que dichas variables están cointegradas.

En particular, el mecanismo de corrección de error puede ser concebido como un modelo que describe el proceso a través del cual se corrigen las desviaciones transitorias a corto plazo de la situación de equilibrio a largo plazo definida por la relación de cointegración y que, por consiguiente, suministra información sobre la velocidad con que se produce este proceso de ajuste hacia el equilibrio.

En las Tablas 10 y 11 se reproducen las ecuaciones que describen el ajuste dinámico del precio de las operaciones activas y pasivas con respecto a los tipos de interés clave del mercado interbancario, en los casos en que existe cointegración, para los bancos y las cajas de ahorro, respectivamente. De nuevo, el número adecuado de retardos ha sido seleccionado en base al criterio de información postulado por Akaike.

Específicamente, para cada ecuación se muestra el término de corrección de error asociado al vector de cointegración observado retardado un periodo (TCE_{t-1}), representativo de la velocidad de ajuste hacia el equilibrio, con su correspondiente estadístico *t* de Student entre paréntesis, el número óptimo de retardos y el coeficiente de determinación. También se recogen los resultados del contraste de autocorrelación de primer orden realizado mediante el test Durbin-Watson y de orden superior (hasta cuatro retardos) efectuado a través del test LM de correlación serial de Breusch-Godfrey. De forma adicional, también se incluyen los valores del estadístico obtenido al contrastar la presencia de efectos Arch de primer orden con el test LM ARCH de Engle. Como siempre, * indica que la hipótesis nula se rechaza a un nivel de significación del 5%, mientras que ** quiere decir que dicha hipótesis sólo resulta rechazada al 1%.

Tabla 10. Mecanismos de corrección de error / Bancos

Variable dependiente	Tipo relevante	TCE $t-1$	Nº retardos	R ² (%)	D-W	Autocorrel.	ARCH(1)
Δ CCB	Δ IB1M	-0,0070 (-0,2676)	3	21,26	2,014	0,3730	0,4650
Δ CCB	Δ IB3M	-0,0004 (-0,3969)	3	22,05	2,037	0,5584	1,029
Δ CESB	Δ IB1M	0,2032 (1,7388)	7	46,86	1,941	1,2794	23,2239**
Δ CESB	Δ IB3M	-0,0492 (-2,2862)	12	60,57	2,082	1,9463	4,8239*
Δ DEPB ⁽¹⁾	Δ IB1M	0,0266 (0,8363)	1	44,81	2,117	0,5649	0,96578
Δ DEPB ⁽¹⁾	Δ IB3M	0,0211 (0,6833)	1	49,62	2,132	0,6993	0,3478
Δ DTOB ⁽¹⁾	Δ IB1M	0,4300 (2,6932)	13	57,23	2,091	1,1676	5,0659*
Δ DTOB ⁽¹⁾	Δ IB3M	0,0871 (1,9933)	7	48,23	1,690	1,4834	2,2636
Δ HIPB	Δ IB1M	-0,0091 (-0,2182)	2	25,70	2,079	0,5516	0,2355
Δ HIPB	Δ IB3M	0,0961 (1,9539)	12	71,23	2,127	1,4311	0,0932
Δ CREDB	Δ IB1M	0,1402 (1,7461)	11	39,87	1,975	0,0728	1,5991
Δ CREDB	Δ IB3M	-0,1139 (-2,5826)	3	32,08	2,056	0,5884	2,1027
Δ PRESB	Δ IB1M	0,2295 (3,2600)	13	45,62	1,861	1,2577	0,0002
Δ PRESB	Δ IB3M	0,1623 (2,0973)	12	43,87	1,908	1,9533	0,0067

El superíndice (1) indica que la correspondiente relación de cointegración está asociada al intervalo comprendido entre enero de 1992 y abril de 1997 y no al período muestral total.

Tabla 11. Mecanismos de corrección de error / Cajas de ahorro

Variable dependiente	Tipo relevante	TCE $t-1$	Nº retardos	R ² (%)	D-W	Autocorrel.	ARCH(1)
Δ CCC	Δ IB1M	-0,0068 (-1,3952)	3	18,65	2,0051	1,4318	0,6583
Δ CCC	Δ IB3M	-0,1539 (-2,5027)	12	48,32	2,0490	1,6888	0,0016
Δ CESC	Δ IB1M	-0,8038 (-5,3017)	2	39,26	1,9555	0,9252	14,3536*
Δ CESC	Δ IB3M	-1,7596 (-3,7379)	12	69,05	1,9866	0,3399	0,4001
Δ HIPC	Δ IB1M	0,1057 (3,2563)	12	76,12	1,9973	1,5527	0,4164
Δ HIPC	Δ IB3M	0,1034 (2,2351)	11	72,41	2,0592	1,7454	0,0074
Δ CREDC ⁽¹⁾	Δ IB1M	0,3609 (3,6292)	5	42,43	2,0280	0,2501	0,1541
Δ CREDC ⁽¹⁾	Δ IB3M	0,0138 (1,9172)	6	51,69	1,8983	0,6085	0,2108

El superíndice (1) indica que la correspondiente relación de cointegración está asociada al intervalo comprendido entre enero de 1992 y abril de 1997 y no al período muestral total.

En términos generales, se pone de manifiesto que los parámetros del término de corrección de error presentan cuantías más elevadas (en valor absoluto) y, por tanto, con un mayor nivel de significatividad estadística en las operaciones efectuadas por las cajas de ahorro, lo que parece constituir evidencia de que existe una velocidad de convergencia al equilibrio a

largo plazo más alta en las operaciones activas y pasivas de este tipo de entidades. De hecho, los mejores resultados en términos de rapidez en el ajuste se alcanzan con diferencia en las cesiones temporales de títulos de deuda pública de hasta tres meses de duración efectuadas por las cajas de ahorro.

De forma adicional, tal y como se puede apreciar, en la mayoría de los casos contemplados el proceso de ajuste dinámico resulta más rápido cuando se trabaja con el tipo de interés interbancario a tres meses.

Además, en los contrastes de diagnóstico realizados para verificar la bondad del modelo estimado se pone de relieve la no existencia en ningún caso de problemas de correlación serial entre los residuos de las diferentes ecuaciones. En lo concerniente a la heteroscedasticidad, hay que resaltar que sólo aparecen efectos heteroscedásticos condicionales autorregresivos de primer orden en algunos casos aislados. Al respecto, únicamente en la ecuación dinámica que describe las variaciones de las cesiones temporales efectuadas por los bancos en función de los movimientos del tipo interbancario a un mes se rechaza la hipótesis nula de no heteroscedasticidad a un nivel de significación del 1%.

3. CONCLUSIONES

Dentro de un marco global encaminado a la elaboración de un modelo de valoración del riesgo de interés que considere el riesgo de base, el presente trabajo se centra en el análisis de las repercusiones en el largo plazo de los movimientos de los tipos de interés más significativos del mercado monetario sobre los precios de las distintas operaciones activas y pasivas concertadas con sus clientes por las entidades de crédito que operan en el mercado español.

En base a la evidencia empírica presentada en un estudio previo de Barreira, Ferrer y González [1997] en el que, a partir de un contraste de causalidad en el sentido de Granger abordado desde una perspectiva bivariante, los tipos de interés a uno y a tres meses negociados en el mercado interbancario de depósitos no transferibles eran considerados los más relevantes del mercado monetario español, estos dos tipos han sido tomados como referencia en este trabajo.

El análisis se ha efectuado por separado en bancos y cajas de ahorro para verificar si aparecen diferencias significativas entre ambas clases de entidades en relación a la fijación de sus respectivas políticas de precios en respuesta a los cambios de los tipos de interés interbancarios considerados. Además, y en función de los datos disponibles, se ha llevado a efecto una desagregación adicional por partidas de activo y de pasivo con el objeto de cuantificar el grado de ajuste de los tipos de interés ofertados en cada una de las operaciones.

Con el fin de detectar, desde una perspectiva bivalente y durante el periodo que se extiende desde enero de 1989 hasta abril de 1997, la posible existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre los tipos de interés clave del mercado interbancario y los tipos de las diferentes operaciones de activo y pasivo de bancos y cajas de ahorro, se ha aplicado la metodología de cointegración multivariante diseñada por Johansen, basada en el empleo de técnicas de estimación por máxima verosimilitud. En aquellos casos en los que no se han puesto de manifiesto relaciones estables durante este periodo, se ha procedido a realizar de nuevo el contraste de cointegración utilizando una muestra más reciente comprendida entre enero de 1992 y abril de 1997.

Las conclusiones más significativas derivadas del análisis empírico llevado a cabo son las que se exponen a continuación:

1. En primer lugar, se ha puesto de relieve la presencia de una considerable interconexión de tipo positivo en el largo plazo entre los tipos de interés interbancarios relevantes y los precios de las operaciones de las entidades de crédito. Este resultado supone un cambio importante en la descripción del mecanismo de fijación de precios por las entidades si se tiene en cuenta que en los primeros análisis realizados (Sastre[1991]), con datos correspondientes a los años ochenta, el tipo activo quedaba determinado, tanto en bancos como en cajas de ahorro, mediante un margen sobre el precio del pasivo, y presentaba una débil respuesta a las oscilaciones de los tipos de mercado.

Por lo que respecta al objetivo último de este trabajo, la constatación de tales relaciones permite dar respuesta a una de las cuestiones básicas que surgen en la implantación de cualquier método de medición del riesgo de interés, como es la de la identificación del tipo, o tipos, cuyas variaciones pueden considerarse responsables de una parte importante del nivel de riesgo de interés de la entidad de crédito. En aquellos métodos más sofisticados que incorporan estimaciones del futuro comportamiento de los tipos de mercado, el resultado anterior permite acotar considerablemente el objetivo del análisis.

2. En segundo lugar, cabe destacar que en las operaciones concertadas por los bancos se aprecia un mayor número de relaciones estables que en las efectuadas por las cajas de ahorro. Las diferencias observadas eran esperables y probablemente serían mayores si en vez de trabajar con datos agregados, para bancos y cajas, se hiciera individualmente o con agregaciones basadas en características más diferenciadoras que la que en estos momentos supone la de pertenecer a uno u otro grupo²⁶.

Esta consideración es importante y debe ser tomada en cuenta a la hora de trasladar los resultados obtenidos a un modelo de valoración del riesgo de interés aplicable a una entidad concreta, ya que, si bien es posible que existan entidades bien representadas por la muestra, en otras ocasiones los resultados podrían ser mucho menos aplicables. Este problema es fácilmente resoluble sin más que repetir el análisis con sus propios datos.

3. Las conclusiones que aparecen a continuación se refieren específicamente a la identificación del riesgo de base. Todas ellas permiten ayudar a describir el mecanismo de transmisión de las variaciones de los tipos significativos a los precios de las diferentes operaciones activas y pasivas y, por tanto, facilitan la valoración de la posición de la entidad frente al riesgo de interés y la adopción de estrategias de gestión.

Se observa que, en términos globales y para las dos clases de entidades estudiadas, las operaciones activas muestran una mayor sensibilidad ante las variaciones de los tipos de interés clave del mercado interbancario que las pasivas, es decir, se ven más influenciadas en el largo plazo por los cambios de estos tipos relevantes²⁷.

Esta conclusión implica que una bajada de tipos, el escenario que mejor se adapta a la muestra analizada, afectará con mayor intensidad al rendimiento del activo que al coste del pasivo e influirá negativamente en el margen financiero de las entidades.

Si bien de forma análoga podría pensarse que ante una situación contraria -subida de tipos- las entidades se verían beneficiadas, esta conclusión no resulta tan inmediata. De hecho,

²⁶Los trabajos de Sánchez y Sastre [1995] y Manzano y Galmés [1996a y b] obtienen resultados que confirman la opinión de que la sensibilidad del precio de las operaciones es diferente según la especialización productiva de las entidades.

²⁷Un resultado similar se alcanza en la mayor parte de los trabajos publicados sobre este tema (Estrada[1994] y Manzano y Galmés [1996a y b]), aunque tal diferencia se ha visto reducida en los últimos años (Sáez [1996] y Sastre [1997]).

no parece previsible que las relaciones a largo plazo detectadas sean iguales en escenarios alcistas y bajistas de tipos de interés e, incluso, es probable que sufran variaciones en función del nivel de éstos²⁸ y que no se mantengan inalteradas a lo largo del tiempo. Lamentablemente, el número de observaciones disponibles no es suficiente para trabajar con submuestras que recojan las distintas situaciones que presumiblemente pueden influir en la determinación de las relaciones analizadas y, además, en los últimos años los episodios de incrementos de tipos han sido bastante escasos y de poca duración, lo que impide la aplicación a estos periodos de la metodología de análisis utilizada.

Esta dificultad es, por el momento, insalvable, ya que los datos manejados abarcan prácticamente la totalidad del periodo de tipos de interés totalmente liberalizados pero, en cualquier caso, es un aspecto a tener en cuenta a la hora de interpretar los resultados obtenidos y, sobre todo, en el proceso de utilización de la metodología descrita en un modelo de valoración del riesgo de interés.

A nivel desagregado, y dentro de las operaciones activas realizadas por los bancos, cabe reseñar que los resultados muestran unas relaciones similares en el largo plazo para todas las modalidades si se exceptúa el descuento comercial.

Aparentemente puede resultar paradójico, a la luz de la situación actual, que los préstamos hipotecarios, producto en el que se han centrado muchas de las campañas de captación de activo en los últimos años, no resulten notablemente más sensibles que operaciones, cuantitativa y cualitativamente, mucho menos importantes como pueden ser las cuentas de crédito. Una posible explicación podría encontrarse en los cambios que han tenido lugar en las políticas comerciales seguidas por las entidades de crédito y en la legislación destinada a abaratar los costes de sustitución de los préstamos hipotecarios. Así, mientras en trabajos anteriores se ponía de manifiesto una escasa sensibilidad de esta operación en el caso de los bancos, atribuida a la poca importancia de esta modalidad en el balance bancario (Estrada [1994]), o a la moderada competencia derivada de los elevados costes de sustitución (Sáez [1994])²⁹, resultados más recientes presentados en Sastre [1997], aunque referidos a una única modalidad de préstamos hipotecarios -a tipo fijo- muestran una mejora significativa de la sensibilidad de esta operación.

²⁸ De hecho, la simple observación de las series parece apuntar que, si bien las bajadas de tipos se trasladan con mayor rapidez al activo que al pasivo, lo contrario sucede con las subidas.

²⁹ A partir de la entrada en vigor de la ley 2/1994 y las disposiciones que la complementan, esta segunda razón puede haberse debilitado considerablemente.

Por su parte, el descuento comercial efectuado por los bancos constituye la única operación de activo de estas entidades que no muestra una relación estable a largo plazo durante la muestra completa. Esta situación se modifica por completo al considerar el periodo reducido, lo que corrobora el aumento de la influencia de los tipos interbancarios sobre la política de precios seguida por los bancos para esta modalidad de operación.

Ambos resultados son coherentes con lo que se podría esperar. El descuento comercial es una operación cuya importancia relativa para los bancos ha ido descendiendo en los últimos años y en la que las comisiones, en gran parte no incluidas en los precios manejados, juegan un importante papel en la determinación de los tantos de rendimiento, por lo que parece bastante lógico que se presenten problemas al tratar de establecer relaciones a largo plazo. La mejora de los resultados para la muestra reducida puede obedecer, además de a las razones descritas, a una menor utilización de las comisiones como vía de incremento encubierto de los rendimientos derivada de las exigencias de los clientes, mucho más sensibilizados ante estos temas en un entorno de creciente competencia.

En lo referente a las operaciones pasivas, las cesiones temporales de títulos de deuda pública con un plazo de hasta tres meses constituyen la operación que incorpora un mayor ajuste ante los movimientos de los tipos de interés interbancarios, tanto en los bancos como en las cajas de ahorro. Lo anterior resulta totalmente lógico, tanto por el tipo de clientela con la que se lleva a cabo estas operaciones como por la relación entre el plazo de las mismas y el del tipo de referencia³⁰.

Por otra parte, se obtiene evidencia de que las cuentas corrientes en las dos clases de entidades están conectadas en el largo plazo con los tipos interbancarios, pero con una relación más débil que las partidas restantes. A este respecto, hay que tener en cuenta que, aunque se trata de cuentas remuneradas, en este grupo están mezcladas múltiples modalidades de operaciones que atienden tanto objetivos de inversión como de proporcionar servicio de caja, lo que implica que no siempre su remuneración va a estar exclusivamente determinada por las condiciones del mercado; incluso parece ser que en la actualidad las cuentas corrientes, una vez superada la etapa de las supercuentas, son utilizadas mayoritariamente como medio de pago dejando para los depósitos a plazo fijo los objetivos de ahorro remunerado (Sastre [1997]).

³⁰Esto es totalmente coincidente con los resultados obtenidos por todos los trabajos publicados sobre este tema.

Por último, llama la atención el comportamiento registrado por los depósitos de plazo entre uno y dos años en las cajas de ahorro, en las cuales ni siquiera al utilizar el periodo muestral más reciente llega a aparecer una relación estable a largo plazo con los tipos interbancarios. Ello puede tener su origen, tal y como afirma Sastre [1997], en que para el tipo de clientela habitual de las cajas de ahorro los costes de sustitución o de traslado de los depósitos a plazo a otra entidad no son desdeñables, y si bien esta situación va modificándose lentamente, una consecuencia clara de la misma ha sido una transmisión lenta y escasa de los impulsos monetarios hacia estos tipos pasivos.

4. La elección como tipo de interés más significativo del mercado monetario español de los tipos interbancarios a uno o a tres meses no modifica los resultados en cuanto al número total de relaciones de cointegración detectadas ni a las variables que se ven implicadas en ellas, pero sí, en cambio, se detectan ciertas divergencias en cuanto al grado de conexión a largo plazo manifestado en las mismas.

Al respecto, en todas las operaciones de bancos y cajas de ahorro examinadas se aprecia una interrelación a largo plazo más fuerte y una mayor significatividad del coeficiente asociado al término de corrección de error característico de la ecuación de ajuste dinámico cuando se utiliza el tipo de interés interbancario a tres meses. Ello puede obedecer a dos motivos, por un lado, la menor volatilidad del tipo interbancario a tres meses hace que éste pueda representar una referencia más firme de las tendencias del mercado para las entidades y, por otro, a que el plazo de tres meses se encuentra estrechamente vinculado a algunas de las operaciones contempladas en el análisis (cesiones temporales y descuento comercial bancario)³¹.

5. Los resultados obtenidos durante el subperiodo que abarca desde enero de 1992 hasta abril de 1997, en el que se constata la aparición de cointegración entre variables que inicialmente no estaban conectadas en el largo plazo, parecen indicar que, como cabía prever, se ha incrementado de forma sustancial la vinculación a largo plazo entre los tipos de interés del mercado interbancario y los correspondientes a las operaciones realizadas por las entidades de crédito³².

³¹De hecho, los análisis llevados a cabo por otros autores (Sastre [1997]) parecen confirmar la hipótesis de que el tipo de referencia para la determinación del precio de las operaciones por parte de las entidades bancarias debería ser el de un activo/pasivo alternativo negociado en un mercado competitivo y de igual plazo, lo que incluso llevaría a plantear la conveniencia de un tipo de referencia no perteneciente al mercado interbancario para las operaciones a largo plazo.

³²En los estudios de Estrada [1994] y Sastre [1997] también se ha verificado que tal conexión se ha acentuado considerablemente en los últimos años.

Finalmente, cabe significar que aunque este trabajo puede suponer un paso en el proceso de identificación del riesgo de base para las entidades de crédito, el problema no puede considerarse resuelto en su totalidad. Hay que recordar que las conexiones establecidas entre los tipos interbancarios y el precio de las operaciones constituyen relaciones a largo plazo y que para poder introducirlas en un modelo de valoración del riesgo de interés se hace necesario completar el análisis para poder cuantificar la intensidad y la rapidez de respuesta de dichos precios a las variaciones del tipo significativo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Banerjee, A., J. dolado, D. F. Hendry y G. W. Smith [1986]: "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models : Some Monte Carlo Evidence". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 3, 253-277.
- Banerjee, A., J. dolado y R. Mestre [1993] : *On some Tests for Cointegration : the cost of Simplicity*. Servicio de Estudios, Banco de España. Documento de Trabajo 9302.
- Barreira, M. T., R. Ferrer y C. Gonzalez [1997]: *Evidencia empírica de la interrelación entre los tipos de interés negociados en el mercado monetario español*. Quadern de Treball nº 54. Facultat CC. Económicas y Empresariales. Universidad de Valencia.
- Campbell, J. Y. y P. Perron [1991]: Pitfalls and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots", en Blanchard, O. J. and S. Fischer (Eds.) *NBER Economics Annual 1991*, MIT Press.
- Cuenca, J. A. [1994] : *Variables para el estudio del sector monetario. Agregados monetarios crediticios y tipos de interés sintéticos*. Banco de España. Documento de Trabajo nº 9416.
- De Francisco, M. [1996]: "Los mecanismos de transmisión de la política monetaria y los tipos activos de bancos y cajas de ahorros". *Análisis Financiero Internacional*, Octubre/Noviembre, 25-28.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller [1979]: "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller [1981]: "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root". *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Dickey, D. A. y S. Pantula [1987]: "Determining the order of differencing in autoregressive process". *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, 455-461.
- Engle, R. F. y C. W. Granger [1987]: "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica* 55, 251-276.
- Escrivá, J.L. [1990]: "El tipo interbancario a un día: variabilidad y determinantes fundamentales". *Boletín Económico Banco de España*. Marzo.
- Estrada, A.; M^a T. Sastre y J.L.Vega [1994]: *El mecanismo de transmisión de los tipos de interés: el caso español*. Banco de España. Documento de Trabajo nº 9408.
- Gonzalo, J. [1994]: "Five alternative methods of estimating long run equilibrium relationships". *Journal of Econometrics*, 60, 203-33.
- Granger, C. W. J. y P. Newbold[1974]: "Spurious regressions in Econometrics". *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Johansen, S. [1988]: "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. [1991]: "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica*, 59, 1551-1580.

- Johansen, S. y K. Juselius [1990]: "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration- with applications to the demand for money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Kremers, J. J. M., N. R. Ericsson y J. J. Dolado [1992]: "The Power of Cointegration Tests". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 325-348.
- Manzano, M. y Galmés, S. [1995]: "El mercado interbancario de depósitos y las entidades de crédito". *Boletín Económico Banco de España*. Febrero.
- Manzano, M. y Galmés, S. [1996a]: "Políticas de precios de las entidades de crédito y tipo de clientela: efectos sobre el mecanismo de transmisión". *Boletín Económico Banco de España*. Enero.
- Manzano, M. y Galmés, S. [1996b]: *Políticas de precios de las entidades de crédito y tipo de clientela: efectos sobre el mecanismo de transmisión*. Banco de España. Documento de Trabajo nº 9605.
- Nelson, C. y C. Plosser [1982]: "Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series". *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- 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, 461-472.
- Phillips, P. C. B. [1986]: "Understanding Spurious Regressions in Econometrics". *Journal of Econometrics*, 56, 57-88.
- Sáez, F. [1996a]: "La relación entre los tipos de interés del crédito bancario y los del mercado interbancario". *Boletín Económico Banco de España*. Mayo.
- Sáez, F. [1996b]: "Los tipos de interés de los pasivos de bancos y cajas de ahorros y su relación con los tipos del mercado interbancario". *Boletín Económico Banco de España*. Septiembre.
- Sáez, F., J. M. Sánchez y M. T. Sastre [1994]: *Los mercados de operaciones bancarias en España : Especialización productiva y Competencia*. Banco de España. Documento de Trabajo nº 9410.
- Said, S. y D. Dickey [1984]: "Testing for unit roots in autoregressive moving average models with unknown order". *Biometrika*, 71, 599-607.
- Sastre, M. T. [1991]: *La determinación de los tipos de interés activos y pasivos de bancos y cajas de ahorro*. Banco de España, Estudios Económicos, 45.
- Sastre, M. T. [1997]: El papel del sistema bancario en el mecanismo de transmisión monetaria en *La política monetaria y la inflación en España*. Servicio de Estudios del Banco de España. Alianza Economía.
- Schwert, G. W. [1987]: "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomics Data". *Journal of Monetary Economics* 20, 73-103.
- Suriñach, J., M. Artis, E. Lopez y A. Sanso [1995]: *Análisis económico regional. Nociones básicas de la Teoría de la Cointegración*. Antoni Bosch Editor.