

ANÁLISIS DE LA DISPERSIÓN DE TIPOS DE INTERÉS DE LOS PRÉSTAMOS Y DEPÓSITOS
BANCARIOS

Alfredo Martín Oliver (*)

Vicente Salas Fumás (*)

Jesús Saurina (*)

(*) Alfredo Martín Oliver pertenece al Banco de España; Vicente Salas Fumás, a la Universidad de Zaragoza y al Banco de España; y Jesús Saurina, a la Dirección General de Regulación del Banco de España. Agradecemos los comentarios detallados de Julio Segura a una versión previa de este trabajo. Cualquier error que subsista es de nuestra entera responsabilidad.

El presente trabajo analiza la contribución de las variables *tiempo*, *entidad*, *producto* y *mercado geográfico* (provincia) para explicar la varianza observada en los tipos de interés de préstamos y depósitos de bancos y cajas de ahorros españoles en el período 1988-2003. La variable *tiempo*, que captura la tendencia en el tipo de interés de intervención monetaria en el proceso de convergencia hacia la zona del euro, es la que explica la mayor parte de la dispersión de tipos. El *producto* en los depósitos y la *entidad* (banco o caja) en los préstamos son los siguientes factores explicativos por orden de importancia. Los *mercados geográficos* (provincias) contribuyen marginalmente tanto en préstamos como en depósitos. Los resultados exploratorios, sin entrar en relaciones de causalidad, ponen de manifiesto la importancia de la política monetaria a la hora de explicar la evolución de los tipos de interés de préstamos y depósitos en España. Aunque la integración europea debe crear condiciones favorables para una unidad de mercado, sobre todo el espacio geográfico de la Unión, la dimensión territorial no es la única fuente de diferenciación posible en los tipos de interés que aplican las entidades de depósito a sus productos de activo y pasivo.

1 Introducción

La unidad de mercado se manifiesta a través de la ley de un único precio. Los procesos de integración económica buscan ensanchar los mercados hacia espacios geográficos más amplios, con el fin de aprovechar mejor las ventajas de la especialización y aumentar el número de competidores. El avance hacia la integración se reflejará en una menor dispersión de precios de los productos en el mercado ampliado, de manera que, cuanto más cerca estamos de la ley del único precio, mayor será el progreso hacia la integración. La construcción del mercado común europeo es un importante ejercicio de integración económica que afecta a los mercados de productos y servicios bancarios. La Comisión Europea y el Banco Central Europeo han impulsado estudios con el fin de conocer los progresos hacia la convergencia en precios de productos y servicios bancarios en la Unión Europea, especialmente después de la introducción del euro como moneda común que contribuye al objetivo de convergencia con más facilidades para comparar precios al eliminar los efectos del tipo de cambio [Cabral et al. (2002) y ECB (2003)].

La base estadística de precios de servicios bancarios a escala europea, para conocer el grado de cumplimiento de la ley del único precio, es todavía insuficiente, como reconocen los estudios realizados hasta la fecha. Entretanto se avanza en bases estadísticas homogéneas sobre tipos de interés por producto y país dentro de la Unión Europea, resulta de interés conocer las fuentes de diferenciación de tipos de interés en préstamos y depósitos dentro de cada mercado nacional, así como su evolución en el tiempo para saber si se han visto afectadas o no por la adopción de la moneda única. Dentro de un país existe homogeneidad en la fiscalidad y en la regulación de las entidades financieras y no existe riesgo de cambio. La diferenciación de precios, si existe, obedecerá a razones propias de la dinámica competitiva y de la posible segmentación de mercados como consecuencia de restricciones que afectan a las posibilidades de elección de los compradores, costes de acceso al servicio, costes de información, costes de cambio, y de decisiones de diferenciación de producto de los propios bancos. Estudiando la dispersión de tipos de interés dentro de un país de la Unión, aprenderemos sobre lo que puede ocurrir a escala supranacional, además de conocer mejor los factores que inciden en la formación de precios en ese mercado.

Este trabajo analiza los determinantes de la diferenciación de tipos de interés en productos bancarios de activo y pasivo entre los bancos españoles durante el período 1988-2003. El

estudio tiene carácter exploratorio y su objetivo principal es estimar la importancia relativa de factores propios del producto, de los mercados geográficos, de los bancos y del tiempo en la explicación de la variabilidad observada en los tipos de interés de 25 productos bancarios entre 200 bancos en 58 trimestres. Teniendo en cuenta que durante el período temporal objeto del estudio se producen cambios estructurales importantes en la conducción de la política monetaria y en los tipos de interés de intervención monetaria, la descomposición de la varianza de los tipos de interés se realizará en tres subperíodos de tiempo: 1988-1993, 1994-1998 y 1999-2003. El período 1993-1998 es el período de convergencia nominal de la economía española en su adecuación para cumplir las condiciones de estabilidad macroeconómica para formar parte de la zona del euro. En el tercer período, 1999-2003, España ya es miembro de la zona del euro y, por tanto, tenemos un punto de comparación para conocer los efectos de la moneda única en la dispersión de tipos de interés.

Por otra parte, el año 1988, en el que se inicia este trabajo, coincide con la plena liberalización del mercado de servicios bancarios en España, pues durante el mismo se levanta la última regulación que limitaba la expansión geográfica de las cajas de ahorros fuera de su territorio de origen. El estudio de la dispersión en los tipos de interés se realiza en un período donde la expansión territorial de las cajas de ahorros ha sido un importante factor dinamizador de la competencia bancaria en España, el cual puede considerarse un antecedente, a escala reducida, de lo que podría ocurrir en Europa a partir del momento en que los bancos nacionales decidan expandir sus redes de oficinas más allá de las fronteras nacionales.

El resto del trabajo se organiza como sigue. El apartado 2 presenta una breve referencia a los factores que inciden en la dispersión de precios en un mercado, con especial hincapié en los mercados de servicios bancarios. El apartado 3 describe la base de datos y presenta una primera descomposición de la varianza de tipos de interés durante el período 1988-2003. El apartado 4 presenta la descomposición de varianza para cada uno de los períodos de tiempo considerados, evaluando los cambios en la importancia relativa de cada factor de diferenciación. El apartado 5 se centra en la estimación del efecto mercado provincial en la dispersión de tipos de interés y proporciona evidencia sobre la convergencia provincial de tipos de interés. El apartado 6 resume las principales conclusiones del trabajo.

2 ¿Por qué difieren los tipos de interés?

La llamada ley del único precio presupone que los precios que se someten a comparación corresponden a productos que son altamente sustitutivos entre sí para todos los compradores comprendidos dentro de un espacio geográfico determinado. El grado de sustitución entre productos y los límites del espacio geográfico no son fáciles de establecer. Además, las muestras de datos con las que se aborda la investigación incorporan elementos de heterogeneidad que no siempre se pueden valorar correctamente en cuanto a la causa por la que inciden en la dispersión. En el caso de los productos bancarios, aceptamos una primera distinción entre productos de pasivo, que satisfacen necesidades de liquidez y ahorro de las empresas y familias, y productos de activo, que cubren las demandas de fondos para la inversión en forma de préstamos. Pero dentro de cada uno de los dos lados del balance existen factores de heterogeneidad y diferenciación que tienen consecuencias distintas para el funcionamiento eficiente del mercado.

Los productos de activo o de pasivo bancario difieren en cuanto a plazo y garantías, por lo que la primera cuestión es, por ejemplo, el grado de sustitución entre un depósito a la vista o un depósito a plazo o entre un préstamo hipotecario a 10 o 15 años, para que podamos decir que los depósitos a la vista y a plazo forman parte de un mismo mercado o no, o que préstamos de riesgo similar, pero con diferente plazo de vencimiento, son productos más o menos sustitutivos desde el punto de vista de la demanda. La respuesta más obvia es considerar que

se trata de productos diferentes, en cuanto que no esperamos una perfecta sustitución entre ellos, pero es evidente también que cambios en los tipos de interés de productos con un determinado plazo de vencimiento afectarán a la demanda de otros productos con distinto vencimiento. Lo que no sabemos normalmente es cuál es la elasticidad de sustitución entre ambos y si es lo suficientemente alta o baja como para justificar la segregación en mercados separados a efectos del estudio de la dispersión de tipos de interés.

La dispersión de tipos de interés entre bancos para un mismo producto y plazo de activo o pasivo puede reflejar diferencias en la información de los clientes como consecuencia de los costes de información en que se incurre para conocer los precios¹, o puede reflejar diferencias en los servicios complementarios que ofrecen a sus clientes los distintos bancos (diferenciación vertical de producto): proximidad, conveniencia, atención personalizada, sin olvidar las diferencias de tipos de interés entre bancos atribuibles a diferencias en sus respectivas políticas de crédito cuando se trata de prestar a clientes de más o menos riesgo a un interés acorde con el mismo. Las implicaciones para el bienestar de una causa u otra de diferenciación de producto son muy diferentes. La diferenciación informativa implica generalmente una pérdida neta de bienestar, mientras que la diferenciación vertical no, pues los precios responden a diferencias de calidad y, previsiblemente, de coste del producto. De nuevo, el problema es poder discernir cuál de las dos causas explica la dispersión observada en los precios. Tampoco será fácil conocer el grado de sustitución percibida por los clientes entre los productos verticalmente diferenciados.

Los servicios bancarios se ofrecen en puntos de venta determinados a los que acude el comprador sufragando los costes de transporte o acceso a ese punto de venta. Aunque las nuevas tecnologías de la información y las comunicaciones pueden cambiar los costes de acceso a algunos productos bancarios, la banca relacional que obliga a una proximidad física entre el banco y el cliente sigue desempeñando un papel muy importante tanto en las relaciones del banco con los prestatarios como en las relaciones con los depositantes. Los costes de transporte y acceso segmentan geográficamente los mercados y dan lugar a una diferenciación horizontal entre los productos bancarios que hay que tener en cuenta cuando se analiza la dispersión de tipos de interés. Idealmente, esta dispersión debería evaluarse en mercados territoriales donde se dan condiciones estructurales homogéneas en cuanto a características sociales y demográficas de los demandantes de servicios financieros para evitar medidas de dispersión de precios que puedan responder a la heterogeneidad entre mercados. Pero para ello es preciso saber cuáles son los límites económicos de los mercados geográficos y disponer de información para cada uno ellos. Además, la heterogeneidad en los mercados influye en las condiciones de oferta, alterando la estructura del mercado, número de bancos y oficinas, y creando más o menos barreras estructurales a la entrada como las que se originan en las diferencias de información entre bancos establecidos y nuevos entrantes [Dell'Arciccia (2001)].

La heterogeneidad entre mercados segmentados económicamente, que se pone de manifiesto en factores de demanda y de oferta diferentes en cada uno de ellos, es de especial relevancia para evaluar la integración económica entre países, pues, al ampliar las fronteras facilitando el comercio y la libre instalación, generalmente aumenta también la heterogeneidad entre mercados geográficos dentro del espacio común. Eliminar fronteras nacionales para aumentar las oportunidades de intercambio puede tener un efecto menor sobre la integración cuando la segmentación de los mercados geográficos tiene lugar ya dentro de las fronteras de cada país antes de su eliminación.

1. La posibilidad de incumplimiento de la ley de un solo precio en presencia de costes de búsqueda por parte de los compradores fue propuesta por Stigler (1961) y perfeccionada por Rothschild (1973).

Los tipos de interés de los productos bancarios de activo y pasivo se encuentran relacionados entre sí a través del tipo de interés de intervención monetaria y del mercado interbancario donde cada banco actúa como precio aceptante, tanto si actúa como prestamista como si lo hace como prestatario. Cambios en el tipo de interés de intervención provocarán cambios en los tipos de interés de equilibrio de préstamos y depósitos, lo cual da lugar a una dimensión temporal en las diferencias de tipos de interés. En España, a principios del período analizado, el tipo de interés interbancario (MIBOR) era aproximadamente del 15%, mientras que al final del período el EURIBOR se situaba en el 3%. La dimensión temporal aparece, a priori, como una de las más importantes cuando se trata de explicar la varianza de tipos de interés. En entornos de tendencia decreciente en los tipos de interés de préstamos y depósitos, como el que se ha producido en España en los 15 años del estudio, resulta pertinente preguntarse qué parte de la variabilidad total de tipos obedece a cambios en las condiciones monetarias, ajenas a la dinámica competitiva de bancos y cajas, y qué parte responde a otros factores de diferenciación.

La literatura teórica se ha ocupado de explicar la formación de tipos de interés en mercados con productos homogéneos o diferenciados, con más o menos número de competidores e incluyendo como factor de diferenciación la dimensión espacial². Sus resultados permiten conocer fuentes de diferenciación entre los parámetros estructurales del modelo para cada mercado, tales como la elasticidad de oferta y demanda, los costes de transporte, la densidad de demanda, etc. Los trabajos que estudian la velocidad de ajuste de los tipos de interés de préstamos y depósitos a cambios en el tipo de interés de mercado aportan diferencias en la velocidad de ajuste entre productos y entre bancos como un posible factor de diferenciación³. Finalmente, aunque la diferenciación informativa apenas ha sido tenida en cuenta como factor de dispersión de tipos de interés, el coste de búsqueda que origina sí se ha demostrado importante en otras actividades económicas⁴. La literatura empírica da cuenta de que la dispersión de precios es un fenómeno que se manifiesta en muchos productos y servicios, y que, además, se muestra sensible a la aparición de nuevos canales de distribución, como Internet⁵.

Este trabajo no contiene un modelo estructural de determinantes de tipos de interés, como el que contrasta, por ejemplo, el paradigma de estructura-conducta-resultados, ni tampoco contrasta la teoría de la diferenciación espacial o la teoría de la diferenciación informativa. Se limita a un ejercicio exploratorio de descomposición de la varianza de tipos de interés que permita conocer qué parte de la dispersión es atribuible a cada una de las fuentes potenciales de diferenciación consideradas: tiempo, producto, banco y provincia. El ejercicio exploratorio es previo a cualquier análisis de carácter estructural, pues nos indica cuál de las dimensiones de diferenciación tiene mayor o menor relevancia económica, aunque apenas existe literatura previa sobre ejercicios similares para otros países.

3 La dispersión de tipos de interés en el mercado bancario español

3.1 BASE DE DATOS

La base de datos utilizada en este trabajo proviene de la información confidencial que bancos y cajas de ahorros⁶ deben presentar mensualmente al Banco de España, referida a tipos de interés medios de productos de activo y de pasivo correspondientes a operaciones realizadas en el último mes. Se trata, por tanto, de tipos de interés marginales, referidos a los últimos préstamos o depósitos realizados, y no de tipos medios para el *stock* de préstamos o depósitos. Para simplificar el análisis, sin pérdida de generalidad, los tipos de interés mensuales han sido sustituidos por tipos de interés trimestrales, calculados como promedio de los tipos

2. Véase Bikker (2004, capítulos 3 y 4) para una revisión de la literatura. 3. Véanse Hannan y Berger (1991) y Neumark y Sharpe (1992). 4. Véanse Dahlby y West (1986), Van Hoomissen (1988), Sorensen (2000) y Lach (2002). 5. Véanse Delgado y Waterson (2003), Clemons et al. (2002) y Goldberg y Verboven (2001). 6. No se dispone de información de los tipos de interés fijados por las cooperativas de crédito. En cualquier caso, al final (principio) del período muestral representan solo un 6,59% (4,07%) de los depósitos totales.

para los tres meses del trimestre. Finalmente, se dispone de información sobre tipos de interés anualizados para 25 productos bancarios, de activo y de pasivo; 200 entidades, entre bancos y cajas de ahorros, y 58 trimestres⁷.

La información de tipos de interés está disponible para varios productos de crédito: descuento comercial, cuenta de crédito, préstamo personal, hipoteca y préstamo a tipo de interés variable. A excepción de las hipotecas, en las que casi todos los préstamos son a largo plazo (vencimiento a tres o más años), el resto de los préstamos se clasifican en períodos de distinto vencimiento: hasta tres meses, de tres meses a un año, entre uno y tres años, y más de tres años. Por el lado del pasivo, los bancos declaran los tipos de interés pagados en concepto de remuneración de cuentas corrientes (depósitos a la vista que incluyen la facilidad de emisión de cheques), las cuentas de ahorro⁸ (depósitos a la vista que no incorporan la posibilidad de cheque), depósitos a plazo (IPF) y cesiones temporales de activos (CTA), depósitos que el banco respalda con un instrumento de deuda pública.

Con el fin de eliminar valores extremos, la información primaria se ha filtrado atendiendo a tres criterios. En primer lugar, para que un banco o caja forme parte de la muestra se exige que tenga una cuota de mercado en el conjunto del mercado nacional de, al menos, el 1 por 10.000 en términos de activos totales. Se trata con ello de eliminar bancos que prácticamente no tienen actividad, pero pueden distorsionar los resultados. Puesto que interesa el mercado minorista, por ser el más importante, se han eliminado también de la muestra las sucursales de bancos extranjeros (que representan solo el 2% del mercado y operan principalmente en mercados mayoristas). En tercer lugar, para evitar un número excesivo de registros vacíos en la base de datos, debido a que en un mes en particular los bancos no realizan operaciones en un producto determinado, para cada producto y banco solo se han incluido en el estudio los datos correspondientes a los años en los que hay información de tipos de interés para, al menos, ocho meses.

Los tipos de interés que componen la base de datos pueden diferenciarse con cuatro criterios: *producto*, *entidad*, *mercado geográfico* y *tiempo*. Dentro de la dimensión de tipo de producto se dispone de hasta nueve productos distintos, cinco de préstamo y cuatro de depósito. Los productos de activo se clasifican, según su vencimiento, desde productos de corto plazo (por ejemplo, descuentos comerciales o préstamos variables mensuales), hasta de largo plazo (hipotecas). Por otro lado, los depósitos se diferencian en función de su grado de liquidez. Existen pasivos con liquidez inmediata, como las cuentas corrientes y de ahorro, y otros, como las imposiciones a plazo fijo, con menor liquidez a mayor plazo. El cuadro 1 presenta la tipología de productos bancarios en función del vencimiento de los préstamos y de la liquidez de los depósitos.

Las *entidades* se clasifican en tres grupos: *nacionales*, aquellas con oficinas abiertas en todas las provincias españolas; *locales*, que concentran el 90% de su actividad en una sola provincia; y *regionales*, todas las demás. La segunda agrupación atiende a la forma de propiedad: bancos y cajas de ahorros. En todo el período de tiempo analizado la regulación de la actividad bancaria ha sido homogénea para bancos y cajas, después de que en 1988 se eliminara la limitación a la expansión geográfica de las cajas de ahorros⁹. La liberalización del mercado ha impulsado fusiones y adquisiciones entre entidades con formas diferentes de propiedad, que muy a menudo han servido para facilitar la entrada en mercados geográficos nuevos. En este trabajo, a las entidades fusionadas se les da el tratamiento de nuevas desde el momento en que se produce la fusión.

7. Martín et al. (2005) contiene una descripción más detallada de la base de datos. 8. Excluidas, obviamente, las cuentas corrientes y de ahorro no remuneradas o con remuneración próxima a cero. 9. Salas y Saurina (2003) explican este proceso y sus efectos con más detalle.

	PLAZO				LIQUIDEZ		
	<TRES MESES	TRES MESES-UN AÑO	UN AÑO-TRES AÑOS	MÁS TRES AÑOS	BAJA	MEDIA	ALTA
Dto. comercial	x	x	x				
Cuenta crédito	x	x	x	x			
Personal	x	x	x	x			
Hipotecas				x			
Variable	x	x					
Cuenta corriente							x
Cuenta ahorros							x
IPF					x	x	x
CTA						x	x

NOTA: Dto. comercial se refiere a descuento comercial; Variable, a créditos con tipo de interés variable; IPF, a imposiciones a plazo fijo, y CTA, a cesiones temporales de activo. Las cruces son indicativo de los productos considerados.

Cada *provincia* se considera un mercado geográfico distinto. Las provincias difieren entre sí en términos de tamaño, renta per cápita y número de bancos operantes. Al no observarse los tipos de interés de cada banco en cada provincia, no se sabe si la práctica de fijación de precios consiste en diferenciar los precios entre mercados geográficos o, por el contrario, la política de precios es común para todos los mercados. No obstante, muchos bancos hacen publicidad nacional de sus tipos de interés, en productos como hipotecas o cuentas corrientes y de ahorro, sin diferenciar, por tanto, entre distintos mercados geográficos. En cualquier caso, el análisis de la contribución de los mercados provinciales a la diferenciación de precios tendrá en cuenta esta limitación. El cuadro 2 presenta estadísticos descriptivos de variables características de los mercados provinciales en 1989 y 2002, para tener una primera evidencia sobre las diferencias estructurales entre todos ellos y la evolución de estas en el tiempo.

El número medio de bancos por provincia es de 38,5 al principio del período y de 48,7 al final del mismo¹⁰. La expansión territorial de las cajas de ahorros compensa la disminución en el número de entidades, debido a las fusiones. Ello es consistente con el aumento significativo de la cuota de las cajas de ahorros no adscritas a una determinada provincia, pasando del 13% (15%) de los depósitos (préstamos) en 1989 al 26,3% (27,2%) en 2002, en perjuicio de las entidades locales, que disminuyen su cuota de mercado a lo largo del período. Sin embargo, la concentración del mercado permanece estable o con una tendencia ligeramente creciente en el caso de los depósitos: el número equivalente de bancos de igual tamaño¹¹ implícito en el valor del índice Herfindahl está entre seis y siete, excepto en el caso de los depósitos en el año 2002, en que es menor que cuatro. La densidad media de oficinas ha aumentado, pero en menor medida que la renta per cápita y la población, lo cual es indicio de una «desbancarización» relativa.

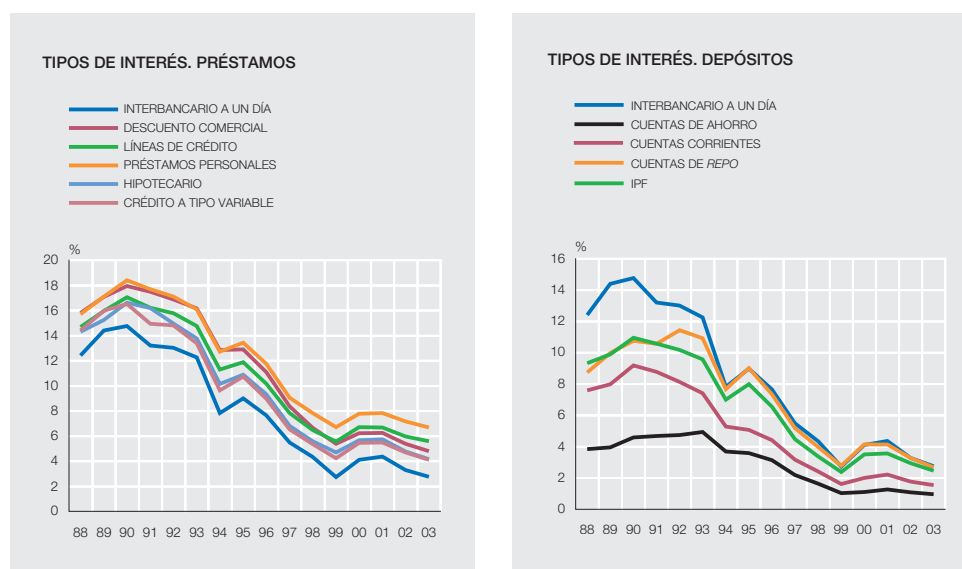
El estudio cubre el período 1988-2003. La observación del gráfico 1, que muestra la evolución del tipo de interés interbancario, pone de manifiesto tres períodos diferenciados: el de altos tipos de interés, hasta 1993; el de convergencia nominal con Europa para ingresar en la zona

¹⁰. Incluye bancos que ofrecen, al menos, uno de sus productos. ¹¹. El número equivalente de bancos de igual tamaño es igual a la inversa del índice de concentración de Herfindahl. Dicho índice se calcula como la suma de las cuotas de mercado al cuadrado de las entidades que operan en cada provincia. A diferencia de otros trabajos, no está multiplicado por 10.000.

	AÑO 1989				AÑO 2002			
	MEDIA	DESV. TÍPICA	MÍNIMO	MÁXIMO	MEDIA	DESV. TÍPICA	MÍNIMO	MÁXIMO
Número de bancos	38,5	18,9	17,0	132,0	48,7	13,1	24,0	107,0
Herfindahl								
Créditos	0,16	0,09	0,05	0,45	0,16	0,06	0,09	0,37
Depósitos	0,17	0,06	0,08	0,37	0,27	0,11	0,11	0,55
Cuota de cajas de ahorros								
Créditos	0,47	0,12	0,25	0,78	0,56	0,09	0,35	0,76
Depósitos	0,50	0,09	0,31	0,68	0,65	0,10	0,30	0,84
Cuota de cajas de ahorros no adscritas								
Créditos	0,13	0,16	0,00	0,60	0,26	0,24	0,02	0,76
Depósitos	0,15	0,17	0,00	0,64	0,27	0,19	0,03	0,67
Cuota de entidades locales								
Créditos	0,31	0,19	0,00	0,66	0,23	0,22	0,01	0,63
Depósitos	0,28	0,18	0,00	0,66	0,16	0,17	0,01	0,50
Cuota de entidades nacionales								
Créditos	0,19	0,08	0,08	0,46	0,31	0,12	0,14	0,69
Depósitos	0,18	0,09	0,07	0,48	0,37	0,10	0,22	0,67
Densidad de oficinas	0,08	0,10	0,01	0,57	0,09	0,13	0,01	0,66
Renta per cápita	9,79	2,12	5,87	14,40	13,26	2,80	8,44	19,44
Población	788.361	929.631	97.557	4.964.486	833.851	1.010.581	91.487	5.527.152

NOTAS: Para una provincia, las cajas de ahorros no adscritas son aquellas que contaban con un porcentaje de sus sucursales localizadas en esa provincia inferior al 20% en 1990. Consideramos entidades locales las que concentran el 90% de sus sucursales en una sola provincia. Entidades nacionales incluye bancos que tienen presencia en todo el territorio nacional. Densidad de oficinas está expresada en número de oficinas por kilómetro cuadrado. Renta per cápita está expresada en miles de euros de 1995. El índice Herfindahl aparece en tanto por ciento, sin multiplicar por 10.000.

del euro, hasta 1998; y los años posteriores, de bajos tipos de interés, ya dentro de la zona del euro. El análisis de varianza se realizará para cada uno de estos períodos, con el fin de averiguar la estabilidad de las relaciones observadas. El cuadro 3 presenta estadísticos descriptivos del tipo de interés interbancario, de dos productos representativos de préstamos (cuentas de crédito e hipotecas) y de dos productos de depósito (cuentas corrientes e IPF). El tipo de interés interbancario estaba alrededor de 15% a fines de los ochenta y ha descendido hasta el 2,75% en 2003. Entre 1993 y 1994 se produce el mayor descenso, desde el 12,25% al 7,81%. A partir de 1998, la evolución es mucho más estable. Los tipos de interés en préstamos y depósitos siguen la tendencia decreciente marcada por el interbancario. Sin embargo, al principio del período los tipos de interés en productos de préstamo eran muy próximos a los del interbancario, mientras que los de los depósitos eran apreciablemente inferiores. Ello implica que en este período la mayor parte de las ganancias de los bancos provenía de los márgenes de beneficio en productos de depósito, mientras las ganancias de préstamos eran cercanas a cero. La situación cambia con el tiempo y, a finales del período, las diferencias de márgenes de beneficio con respecto al tipo de interés interbancario son mayores en préstamos que en depósitos (gráfico 1).



El cuadro 3 muestra también la magnitud de las diferencias de tipos de interés en préstamos y depósitos. Las medidas de dispersión de tipos entre bancos (desviación típica, rango¹² y coeficientes de la variación) muestran una evolución diferente en el tiempo. En todos los productos del cuadro 3, excepto en cuentas de crédito, la desviación típica y el rango disminuyen en el tiempo, mientras que el coeficiente de variación permanece estable o aumenta de forma moderada (en cuentas de crédito, las tres medidas aumentan en el tiempo). Durante los últimos cuatro años, el rango se ha mantenido en torno a 4 puntos porcentuales (pp) en el caso de cuentas de crédito, y ligeramente por encima de 1 pp en hipotecas. El tipo de interés es aproximadamente un 6% en cuentas de crédito y un 4% en hipotecas, mientras que la desviación típica es casi cinco veces mayor en las primeras (1,9 y 0,4, respectivamente). Las diferencias en tipos de interés aplicados por las entidades son más altas en cuentas de crédito que en hipotecas, pero incluso en las últimas (producto muy estandarizado) observamos rangos de tipos de interés de hasta el 25% respecto al tipo de interés medio. En términos relativos, la estabilidad en el tiempo del coeficiente de variación de los tipos de interés de las hipotecas (alrededor de 0,09) indica que las diferencias en los tipos apenas cambian a lo largo del período.

Entre productos de depósito las diferencias en tipos de interés son también sustanciales. En el caso de las cuentas corrientes, el rango es de 4 pp al principio del período y desciende hasta 1,6 pp al final del mismo (para un tipo medio del 1,5%). En IPF, el rango de tipos de interés disminuye de 2,5 pp a 0,9 pp. En ambos productos de depósito el coeficiente de variación aumenta sustancialmente a lo largo del tiempo, siendo casi dos veces mayor la dispersión de tipos en cuentas corrientes que en imposiciones a plazo. Por último, cabe mencionar que los coeficientes de variación presentados en el cuadro 3 están en línea con los obtenidos por Dahlby y West (1986) en primas de seguro de automóviles en Canadá (el mínimo de 0,07, el máximo de 0,18) y con el valor medio de 0,22 obtenido por Sorensen (2000) en precios de medicamentos.

3.2 DETERMINANTES DE LA DIFERENCIACIÓN DEL TIPO DE INTERÉS

La pregunta que se ha de responder es qué parte de la dispersión observada en los tipos de interés en productos de préstamo y depósito es atribuible a cada una de las dimensiones

¹² Definido como la diferencia entre el percentil 90 y el percentil 10 de la distribución del tipo de interés del producto en cuestión.

AÑO	INTER-BANCARIO	TIPOS DE INTERÉS DE DEPÓSITO								TIPOS DE INTERÉS DE PRÉSTAMO							
		CUENTAS CORRIENTES				IPF				CUENTAS DE CRÉDITO				HIPOTECAS			
		MEDIA	DES.V. TÍPICA	RANGO	COEF. VARIACIÓN	MEDIA	DES.V. TÍPICA	RANGO	COEF. VARIACIÓN	MEDIA	DES.V. TÍPICA	RANGO	COEF. VARIACIÓN	MEDIA	DES.V. TÍPICA	RANGO	COEF. VARIACIÓN
1988	12,40	7,56	1,55	3,86	0,20	9,23	1,17	2,53	0,13	14,68	1,28	2,93	0,09	14,31	0,76	1,97	0,05
1989	14,39	7,92	1,62	4,42	0,21	9,79	1,20	2,90	0,12	15,94	1,22	2,72	0,08	15,24	1,14	2,70	0,08
1990	14,76	9,15	1,84	5,35	0,20	10,84	1,46	3,61	0,14	17,03	1,42	2,89	0,08	16,62	1,20	2,63	0,07
1991	13,20	8,74	1,80	5,06	0,21	10,45	1,37	3,32	0,13	16,22	1,65	3,87	0,10	16,24	1,20	3,05	0,07
1992	13,01	8,12	1,70	4,64	0,21	10,10	1,28	3,08	0,13	15,75	1,44	3,29	0,09	15,08	0,89	2,26	0,06
1993	12,25	7,46	1,90	5,56	0,25	9,51	1,57	3,95	0,16	14,72	2,15	5,08	0,15	13,90	1,71	4,66	0,12
1994	7,81	5,32	1,38	4,17	0,26	6,93	0,88	1,96	0,13	11,15	1,89	4,46	0,17	10,23	0,98	2,51	0,10
1995	8,98	5,09	1,18	3,12	0,23	7,93	1,02	2,62	0,13	11,88	1,78	4,19	0,15	10,97	0,98	2,70	0,09
1996	7,65	4,42	1,18	3,16	0,27	6,47	1,05	2,63	0,16	10,16	1,90	4,58	0,19	9,40	1,11	2,91	0,12
1997	5,49	3,18	1,05	2,81	0,33	4,41	0,97	1,91	0,22	7,82	1,57	3,82	0,20	6,90	0,66	1,71	0,10
1998	4,34	2,43	0,83	2,34	0,34	3,29	0,73	1,61	0,22	6,50	1,53	3,44	0,24	5,65	0,46	1,21	0,08
1999	2,72	1,61	0,59	1,40	0,37	2,30	0,59	1,41	0,26	5,54	1,66	4,04	0,30	4,68	0,49	1,24	0,11
2000	4,11	1,98	0,83	2,10	0,42	3,44	0,86	2,24	0,25	6,75	1,55	3,75	0,23	5,72	0,62	1,61	0,11
2001	4,36	2,18	0,92	2,41	0,42	3,49	0,76	1,76	0,22	6,69	1,51	3,73	0,23	5,72	0,59	1,56	0,10
2002	3,28	1,73	0,68	1,74	0,39	2,85	0,56	1,30	0,20	5,99	1,71	4,05	0,28	4,79	0,40	1,06	0,08
2003	2,75	1,50	0,61	1,58	0,40	2,38	0,48	0,90	0,20	5,60	1,90	4,24	0,34	4,12	0,38	0,99	0,09

NOTA: Rango es la diferencia entre el percentil 90 y el percentil 10 de la distribución de tipos de interés del producto.

mencionadas (*producto, entidad, mercado geográfico y tiempo*). Los productos bancarios de préstamo difieren por plazo de vencimiento y en algunos casos por la garantía exigida. La liquidez y el acceso a medios de pago diferencian los productos de pasivo. Las entidades ofrecen más o menos servicios y accesibilidad a los mismos, tienen políticas de crédito diferentes en función de los riesgos que asumen, buscando elementos de diferenciación que atenúen la presión sobre los márgenes. La diversidad en las condiciones de demanda y oferta en los distintos mercados geográficos puede ser fuente de diferenciación de tipos por provincias. Finalmente, la convergencia nominal con Europa marca una tendencia decreciente en los tipos en el tiempo que, sin duda, será también factor de dispersión.

El análisis de varianza, que ha de responder a la pregunta de los determinantes de la dispersión de tipos, se realiza a partir de un modelo de regresión, distinto para préstamos y para depósitos:

$$\ln r_{ijmt} = a + a_i + a_j + a_m + a_t + \varepsilon_{ijmt} \quad [1]$$

donde los subíndices i, j, m y t se refieren al producto i , entidad j , mercado m y trimestre t , respectivamente; r_{ijmt} es el tipo de interés correspondiente y a, a_i, a_j, a_m y a_t son variables binarias de producto, entidad, mercado y tiempo, respectivamente. El término ε_{ijmt} es el término de perturbación o error aleatorio.

El modelo básico anterior (modelo 1) se modifica para tener en cuenta cambios en el tiempo de los efectos de producto y provincia. En el primer caso (modelo 2), el cambio consiste en sustituir a_i por a_{it} , una variable binaria que toma el valor 1 para el producto i en el período t y 0

en caso contrario. Para tener en cuenta el efecto cruzado de provincia y tiempo (modelo 3) se sustituyen las variables a_m y a_t por a_{mt} , una variable binaria que toma valor 1 para la provincia m en el período t y 0 en caso contrario. Otra variación del modelo 1 será la sustitución de las variables binarias de tiempo por el tipo de interés interbancario en el período t (modelos 4 y 5).

3.3 RESULTADOS

Los resultados de las estimaciones para préstamos y depósitos se presentan en los cuadros 4 y 5, respectivamente. Dada la larga lista de variables explicativas, la información presentada en los cuadros se limita al grado de significación y contribución de cada grupo de variables a la varianza total. En el caso de los préstamos, las dimensiones *tiempo*, *producto*, *entidad* y *provincia* explican hasta el 90% de la variación en los tipos de interés. La hipótesis nula de que los coeficientes de las variables ficticias no son significativos se rechaza para valores p menores a 1%. Los estadísticos F y los resultados del análisis de varianza revelan que la importancia relativa de cada dimensión es distinta. La dimensión de *tiempo* es, con diferencia, la de mayor poder explicativo, dando cuenta de dos tercios de la variación total. De ahí que la inclusión de la variable *tiempo* en el modelo de regresión, junto con el resto de variables, supone un aumento en el R^2 del 67%. La segunda variable en importancia para explicar la dispersión de tipos es la de *entidad*, con un 5%, mientras que *producto* aporta otro 4%. Aunque no se acepta la hipótesis nula de que el efecto *provincia* no influye en la dispersión de tipos, su relevancia económica es marginal, debido a la aportación tan baja a la explicación de la varianza que realiza esta variable.

El poder explicativo del modelo aumenta cuando se permite que los efectos de las dimensiones de *mercado* y *producto* (modelos 2 y 3) difieran en el tiempo, si bien el porcentaje de varianza explicada atribuible a cada dimensión apenas varía. La sustitución de la variable dicotómica *tiempo* por la variable tipo de interés interbancario (modelos 4 y 5) deja prácticamente inalterado el resultado en cuanto a bondad del ajuste, pudiendo afirmarse que llega a explicar hasta dos tercios de la dispersión de tipos en todo el período.

La primera conclusión de este análisis es que la evolución descendente en los tipos de interés de los préstamos que tuvo lugar en España entre 1988 y 2003 obedece casi íntegramente al descenso en los tipos de interés que fijan los bancos centrales, quedando poco margen para otros factores, como la variación de la competencia u otros macroeconómicos. En segundo lugar, las provincias, por sí mismas, no parecen contribuir mucho a la diferenciación de tipos de interés (su contribución a la explicación de la variación total continúa siendo muy baja). La conclusión es similar cuando se permite que la transmisión del descenso del interbancario sea diferente en cada provincia al incluir la variable *tiempo* \times *provincia* entre las variables explicativas.

Los resultados del análisis de la dispersión de tipos de interés para los depósitos (cuadro 5), presentan una pauta semejante a la comentada para préstamos, aunque con algunos matices. En primer lugar, la variación total en los tipos de interés de los depósitos, explicada por el modelo, se sitúa alrededor de un 85%, 5 pp menos que en los préstamos. En segundo lugar, la dispersión en precios de productos de pasivo viene explicada por más factores que la de los precios de los productos de activo. La dimensión temporal sigue siendo la que contribuye en mayor medida a explicar la varianza en los tipos de interés (hasta el 50%), tanto cuando la variable temporal se incorpora al modelo en forma dicotómica de tiempo como cuando la variable explicativa es el interbancario. La dimensión de *producto* tiene un mayor poder explicativo que el factor *entidad* (25%, comparado con 2,2%, respectivamente). Parece que entre los depósitos, que difieren por su liquidez, hay más posibilidades de sustitución que entre los préstamos. Los *mercados geográficos* ahora tienen una capacidad explicativa aun menor que cuando se trataba de préstamos, aunque su contribución a la variación explicada

Contribución parcial a la varianza explicada por *tiempo*, *interbancario*, *producto*, *entidad* y *provincia*

	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5
Coefficiente de Ln interbancario				0,819	0,731
% varianza explicada (ANOVA) ^a				(0,001)	(0,001)
Tiempo	68,75%	67,34%	64,11%		
Producto	4,40%	4,01%	4,40%	1,21%	4,46%
Entidad	4,91%	4,79%	4,90%	4,79%	4,87%
Mercado	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,01%
Producto × Tiempo		1,26%			
Mercados × Tiempo			0,02%		
Ln interbancario				67,34%	64,00%
Ln interbancario × Producto				0,93%	
Ln interbancario × Mercado					0,01%
Varianza explicada (R ²)	89,87%	91,02%	89,89%	89,62%	88,79%

NOTAS: En todos los modelos, el número de observaciones es de 1.455.798.

El modelo 1 es el modelo básico; el modelo 2 incluye la interacción entre efectos de *tiempo* y *producto*; el modelo 3 incluye la interacción entre efectos de *mercado* y *tiempo*; el modelo 4, el tipo de interés del interbancario sustituye los efectos de *tiempo*, permitiendo distintos coeficientes entre productos; el modelo 5 también se presenta con el interbancario como explicativa, pero permitiendo distintos coeficientes entre mercados.

(*) No significativo a valor p del 1%. Errores estándar, entre paréntesis.

Se presenta el porcentaje en que se reduce la varianza explicada por el modelo cuando se elimina la variable correspondiente del conjunto de explicativas (suma de cuadrados parcial dividido por la suma de cuadrados del modelo, razón por la que la suma de porcentajes no suma 1).

de tipos de interés aumenta en el modelo 5, que permite diferencias provinciales en la transmisión de cambios del interbancario¹³.

Finalmente, el coeficiente del tipo de interés interbancario en el caso de depósitos (0,9) es más alto que en el caso de préstamos (0,82). Los valores de estos coeficientes proporcionan una estimación del efecto a largo plazo de los cambios del tipo interbancario sobre los tipos de préstamos y depósitos. Se considera que los valores del coeficiente tienden a ser mayores en mercados más competitivos¹⁴. Si fuera así, el mayor valor del coeficiente estimado para la variable tipo interbancario entre los depósitos sugiere más competencia de tipos de interés en depósitos que en préstamos.

4 Cambio temporal en la dispersión de tipos y sus determinantes

En este apartado se analiza el posible cambio estructural en los determinantes de la dispersión de tipos de interés en los tres períodos de tiempo correspondientes a tipos altos y estables (1988-1993), convergencia nominal (1994-1998) y período del euro (1999-2003). Para ello se comprueba primero la estabilidad estructural del modelo 1 en los tres períodos y, una vez rechazada esta, se presentan los resultados separados para cada uno de ellos. A efectos de completar la información obtenida en el análisis de varianza, la presentación de resultados incluye los tipos de interés medios correspondientes a agrupaciones de los datos disponibles

¹³. En términos de la contribución a la varianza no explicada, el R² de la regresión con la variable *tiempo* como la única explicativa es del 60%; con *tiempo* y *producto*, del 82%; con *tiempo*, *producto* y *entidad*, del 84,3%; y con *tiempo*, *producto*, *entidad* y *provincia*, del 85%. Esto implica que el *tiempo* contribuye a reducir la varianza no explicada en un 60%, *producto* en un 55% (22/40), *entidad* en un 12% (2.23/18) y *provincia* en un 0,05%. De nuevo, los resultados son robustos a la secuencia en que las variables se introducen en el modelo. ¹⁴. Véanse Hannan y Berger (1991) y Hannan y Liang (1993). Un resultado más matizado se encuentra en Lago y Salas (2005).

Contribución parcial de la varianza explicada por *tiempo*, *interbancario*, *producto*, *entidad* y *provincia*

	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5
Coefficiente de Ln interbancario				0,910	0,952
% varianza explicada (ANOVA) ^a				(0,002)	(0,002)
Tiempo	54,04%	51,48%	50,24%		
Producto	26,11%	25,04%	26,11%	2,12%	26,40%
Entidad	2,22%	2,19%	2,21%	2,56%	2,55%
Mercado	0,00%*	0,00%*	0,00%*	0,00%*	0,01%
Producto × Tiempo		2,53%			
Mercados × Tiempo			0,01%*		
Ln interbancario				51,67%	49,90%
Ln interbancario × Producto				1,13%	
Ln interbancario × Mercado					0,01%
Varianza explicada (R ²)	85,30%	87,52%	85,32%	85,22%	84,26%

NOTAS: En todos los modelos, el número de observaciones es de 1.046.277.

El modelo 1 es el modelo básico; el modelo 2 incluye la interacción entre efectos de *tiempo* y *producto*; el modelo 3 incluye la interacción entre efectos de *mercado* y *tiempo*; el modelo 4, el tipo de interés del interbancario sustituye los efectos de *tiempo*, permitiendo distintos coeficientes entre productos; el modelo 5 también se presenta con el interbancario como explicativa, pero permitiendo distintos coeficientes entre mercados.

(*) No significativo a valor p del 1%. Errores estándar, entre paréntesis.

Se presenta el porcentaje en que se reduce la varianza explicada por el modelo cuando se elimina la variable correspondiente del conjunto de explicativas (suma de cuadrados parcial dividido por la suma de cuadrados del modelo, razón por la que la suma de porcentajes no suma 1).

por tipo de producto y entidad. En este sentido, se comparan los tipos de interés de préstamos con diferente plazo, y de depósitos con diferente liquidez; para entidades nacionales, locales y regionales; y para bancos y cajas de ahorros.

El contraste de Chow de estabilidad del modelo en el tiempo proporciona valores del estadístico *F* mayores al valor crítico de aceptación de la hipótesis nula, con niveles de significación estadística inferiores al 1%. Rechazada la hipótesis de estabilidad, los resultados de la estimación del modelo 1 en cada período de tiempo se muestran en los cuadros 6 (préstamos) y 7 (depósitos). La varianza de tipos de interés explicada por el modelo en cada período de tiempo oscila entre el 60% y el 82%, por debajo del 90% que se obtiene con la muestra completa, 1988-2003. Se advierte que el mayor poder explicativo tiene lugar en el período central de convergencia nominal de tipos de interés, coincidiendo con la mayor contribución de la variable tiempo a la explicación de la varianza.

La hipótesis nula de que las dimensiones de *tiempo* y *entidad* no explican la dispersión de tipos de interés se rechaza con valores *p* menores del 1%, tanto para préstamos como para depósitos y en todos los períodos. Sin embargo, la hipótesis nula de que la dimensión *provincia* no influye en la explicación de la varianza no puede rechazarse en ninguna de las estimaciones. A excepción del período 1994-1998, el *tiempo* ya no es la variable que más contribuye a explicar la dispersión, siendo sustituida por las variables *producto* y *entidad*. El *plazo* y la *liquidez* dentro de cada clase de producto tienen un poder explicativo bajo en términos de contribución a la varianza explicada, a excepción del *plazo* en créditos en el primer período. La contribución de *productos* es superior en depósitos que en préstamos, lo cual debe interpretarse en términos de una menor sustitución entre los depósitos que entre los préstamos. La contribución de *entidad* aumenta en el tiempo de forma significativa en el caso de los préstamos, llegando a un 42,4% en los últimos cinco años, comparado con un 22,7% en los cinco

Contribución a la varianza explicada por *tiempo, producto, entidad y provincia*

	1989-1993	1994-1998	1999-2003
Constante (a)	2,484	1,517	1,287
Tipo de producto			
<i>Descuento comercial</i>	0,106	0,205	0,146
<i>Cuentas de crédito</i>	0,037	0,128	0,211
<i>Préstamos personales</i>	0,116	0,266	0,369
<i>Hipotecario</i>	0,031	0,071	0,083
Plazo			
<i>De uno a tres meses</i>	0,016	0,008	-0,001
<i>De tres meses a un año</i>	0,076	0,087	0,061
<i>De uno a tres años</i>	0,027	0,053	0,043
<i>Más de tres años</i>	-0,009	0,011	0,015
R ²	58,68%	80,53%	60,39%
Número de observaciones	495.129	522.220	438.449
Contribución a la varianza explicada			
<i>Tiempo</i>	40,46%	69,49%	18,43%
<i>Tipo de producto</i>	16,06%	9,12%	26,27%
<i>Plazo</i>	7,18%	1,05%	0,81%
<i>Entidad</i>	22,73%	13,59%	42,38%
<i>Provincia</i>	0,01%*	0,01%*	0,01%*
Diferencias por tipo de entidad			
<i>Cajas - Bancos</i>	-0,005	0,078	0,093
<i>Resto de entidades - Entidades nacionales</i>	-0,013	0,016	0,011

(*) No significativo a valor p del 1%.

a. La constante hace referencia a créditos con tipos de interés variable, con un vencimiento inferior a un mes que aplica un banco nacional concreto en la provincia de Madrid.

primeros. Ello sugiere que las entidades han intensificado sus estrategias de diferenciación en los préstamos a lo largo del tiempo, lo que podría responder, en parte, al distinto perfil de riesgo de cada entidad. En el caso de los depósitos, la capacidad explicativa de la variable *entidad* apenas cambia en el tiempo, lo que sugiere que la diferenciación es más fácil de introducir en préstamos que en depósitos¹⁵.

a. Diferencias
por tipos de productos
y tipos de entidades

La estimación del modelo 1 (cuadros 6 y 7) proporciona los coeficientes estimados correspondientes a las variables utilizadas para descomponer la varianza de los tipos de interés. Este apartado analiza los valores obtenidos con el fin de conocer la dirección de las diferencias de tipos entre productos, plazos de vencimiento, liquidez y tipo de entidad.

15. La contribución de cada dimensión a explicar las diferencias en tipos de interés también se ha evaluado en términos de la contribución de cada dimensión a la varianza no explicada (reducción en el R² del modelo cuando una dimensión se introduce como una variable explicativa adicional). Las principales conclusiones son las mismas que las derivadas del análisis de varianza.

**MODELO DE DETERMINANTES DE LA VARIACIÓN DE TIPOS DE INTERÉS
DEPÓSITOS**

CUADRO 7

Contribución a la varianza explicada por *tiempo, producto, entidad y provincia*

	1989-1993	1994-1998	1999-2003
Constante (a)	2,154	0,921	0,847
Tipo de producto			
<i>Cuentas de ahorros</i>	-1,036	-0,860	-1,362
<i>Cuentas corrientes</i>	-0,333	-0,393	-0,503
<i>CTA</i>	-0,008	0,152	0,204
Liquidez			
<i>Media</i>	-0,090	-0,009	-0,002*
<i>Baja</i>	-0,134	0,020	0,091
R ²	65,75%	82,13%	71,03%
Número de observaciones	346.545	376.408	323.324
Contribución a la varianza explicada			
<i>Tiempo</i>	4,83%	49,42%	11,19%
<i>Tipo de producto</i>	69,15%	29,91%	56,29%
<i>Liquidez</i>	1,52%	0,05%	0,39%
<i>Entidad</i>	8,15%	4,44%	8,25%
<i>Provincia</i>	0,00%*	0,00%*	0,00%*
Diferencias por tipo de entidad			
<i>Cajas - Bancos</i>	-0,093	-0,068	-0,098
<i>Resto de entidades - Entidades nacionales</i>	-0,019	0,000*	0,080

(*) No significativo a valor p del 1%.

a. La constante hace referencia a IPF de alta liquidez aplicadas por un banco nacional concreto en la provincia de Madrid.

En el caso de los préstamos (cuadro 6), los coeficientes de las variables de *producto* indican la diferencia, estadísticamente significativa o no, entre los tipos de interés del producto correspondiente y el tipo de interés del producto bancario omitido, crédito a interés variable con plazo de vencimiento inferior al mes. Un coeficiente positivo (negativo) indica que el interés del producto es mayor (menor) que el excluido de la regresión.

La ausencia de coeficientes estimados negativos indica que el crédito a interés variable a muy corto plazo es el que tiene un tipo de interés medio más bajo. Entre los valores estimados positivos, el más bajo es el de los préstamos hipotecarios, cuya diferencia relativa con el crédito a interés variable permanece bastante estable en el entorno del 8%. El tipo de interés del descuento comercial muestra unas diferencias relativas también estables con el tipo del crédito a interés variable, pero en el entorno del 15%. El tipo de interés medio de las cuentas de crédito y de los préstamos personales, productos con mayor riesgo de crédito, aumenta su diferencia relativa en el tiempo con el tipo medio de los créditos variables. En los últimos cinco años, los tipos medios de los préstamos personales han sido un 37% mayores que los tipos de interés del crédito a interés variable y un 29% superiores al tipo de interés medio de los préstamos hipotecarios. En el período 1988-1993, las diferencias relativas fueron del

11,6% y 8,5%, respectivamente. El tipo de interés medio de las cuentas de crédito es prácticamente igual al tipo de interés de los préstamos hipotecarios durante el período 1988-1993, pero en los últimos años es un 13% mayor.

El plazo de vencimiento del préstamo, una vez tenidas en cuenta las diferencias por tipo de producto, no tiene un efecto creciente sobre los tipos de interés de los préstamos. El cuadro 6 pone de manifiesto que las diferencias relativas con respecto al tipo de interés de muy corto plazo en crédito a tipo variable crecen hasta el plazo de tres meses a un año, pero después comienzan a descender. Los créditos a tres o más años se realizan a un tipo de interés medio que no difiere significativamente del tipo de interés en préstamos a muy corto plazo.

En la parte inferior del cuadro 6 se proporciona un resumen de las diferencias relativas en tipos de interés de préstamos concedidos por diferentes tipos de entidades¹⁶. En cuanto a la presencia geográfica, el valor negativo del coeficiente estimado para 1988-1993 indica que en ese período, controlando por el resto de variables, las entidades regionales y locales cobraban un interés inferior al de las nacionales. Las diferencias del -1,3% son significativas estadística pero no económicamente. En los dos períodos posteriores, el signo de la diferencia se hace positivo; es decir, son las entidades locales y regionales las que cobran en promedio tipos de interés más altos, aunque las diferencias se mantienen por debajo de dos puntos básicos; es decir, apenas son económicamente significativas.

La segunda comparación es entre bancos y cajas de ahorros. En el período 1988-1993, las cajas de ahorros cobran en promedio tipos de interés inferiores a los de los bancos en un 0,5%, pero la situación cambia en los períodos siguientes, cuando los tipos medios de los préstamos que realizan las cajas de ahorros superan a los de los bancos en un 7,8% y en un 9,3% (es decir, los tipos de las cajas son 1,078 y 1,093 veces los de los bancos en el segundo y tercer período, respectivamente). La ganancia de cuota de mercado de las cajas de ahorros sobre los bancos durante los años de estudio no parece responder a la fijación por parte de estas entidades de unos tipos de interés más bajos en los préstamos en comparación con los de los bancos.

Como cabía esperar a partir de los resultados del análisis de varianza, las diferencias de tipos de interés entre depósitos son mayores que en el caso de los préstamos (cuadro 7). Así, por ejemplo, en el período 1999-2003 la diferencia entre el tipo de interés de una IPF a corto plazo y una cuenta de ahorros es del 136%.

Las cuentas de ahorros pagan los tipos de interés más bajos, mientras que las CTA pagan el más alto. Las diferencias relativas en tipos de interés de las IPF y CTA con respecto a cuentas corrientes y de ahorros aumentan con el tiempo, reflejando probablemente un aumento de la competencia en el mercado de depósitos. Las cuentas corrientes retribuyen los depósitos hasta un 86% más que las cuentas de ahorros (último período), aunque con la misma liquidez las cuentas corrientes ofrecen el valor adicional de poder emitir contra ellas cheques bancarios. La explicación de estas diferencias habrá que buscarla en posibles diferencias en los perfiles de clientes entre unas cuentas y otras, más informados y sofisticados en el caso de las cuentas corrientes y menos en el de las de ahorros.

En el período 1988-1993, los productos más líquidos y de menor plazo dentro de las IPF y CTA tuvieron una prima positiva comparada con productos de menor liquidez, en tanto que los coefi-

¹⁶. Al ser diferencias relativas de tipos de interés, los coeficientes obtenidos se interpretan en términos relativos del grupo de referencia: si decimos que un grupo aplica un tipo de interés que es un 5% el tipo de interés de referencia, quiere decir que el tipo de interés aplicado iguala el tipo de interés del grupo de referencia multiplicado por 1,05.

cientes de liquidez baja y media fueran negativos y estadísticamente significativos (-13,4% y -9%). Durante el período 1999-2003, la estructura temporal de tipos de interés en depósitos es más coherente con lo que en principio se esperaría, es decir, los depósitos menos líquidos, porque tienen un plazo de vencimiento más largo, retribuyen más el ahorro que los más líquidos. Concretamente, los depósitos menos líquidos pagan un interés un 9,1% mayor que los más líquidos.

Las cajas de ahorros pagan casi un 10% menos de interés en productos de depósito que los bancos, siendo esta diferencia estable en el tiempo. Las entidades locales y regionales retribuyeron los depósitos a un tipo de interés un 1,9% inferior al de las entidades nacionales durante los años 1988-1993. La diferencia cambia de signo con el tiempo, y en el período siguiente las entidades locales y regionales retribuyen los depósitos un 8% más que las nacionales. Las fusiones y adquisiciones ocurridas en el período analizado, que permitieron aumentar sustancialmente el tamaño de algunas entidades y expandir geográficamente su negocio, podrían haberse traducido en una disminución de los tipos de interés que pagan por los depósitos. Alternativamente, podría ocurrir que la mayor eficiencia derivada de las mencionadas fusiones y adquisiciones haya obligado a las entidades locales y regionales a pagar tipos más altos por los depósitos para evitar perder excesiva cuota de mercado.

5 Convergencia de tipos de interés entre mercados geográficos

El análisis de varianza pone de manifiesto la escasa contribución de la variable de mercado geográfico, *provincia*, cuando se trata de explicar la dispersión de tipos de interés y una vez se tiene en cuenta el efecto del resto de fuentes de diferenciación. A pesar de este escaso poder explicativo de la variable de mercado geográfico, interesa profundizar en la dinámica de convergencia de tipos de interés entre provincias, porque la geografía ofrece una línea bien definida de segmentación de mercados de servicios bancarios sobre la cual estudiar en un país el cumplimiento o no de la ley del único precio. En segundo lugar, al desconocer la política de fijación de tipos de interés realmente seguida por las entidades, en el sentido de si fijan tipos uniformes para todos los mercados geográficos o discriminan en función de las condiciones de competencia en cada provincia, es posible que parte del efecto explicativo de la variable *provincia* esté recogido en la variable *entidad*. Por ello, exploramos también la convergencia de tipos de interés entre provincias, sin eliminar las diferencias específicas atribuibles al efecto *entidad*.

La metodología que se ha de seguir es la misma que hasta ahora; es decir, estimar el modelo 1, pero permitiendo que el tipo de interés medio en la provincia *i* en el año *t* pueda ser distinto del tipo de interés ese mismo año en la provincia *j*, repitiendo la comparación en todos los años del período. Para capturar los efectos conjuntos de *tiempo* y *provincia*, las dos variables explicativas de la dispersión de tipos en el modelo 1 se sustituyen por su producto. Puesto que para evitar colinealidad entre las variables explicativas es preciso eliminar una provincia que sirve a su vez de punto de comparación, la provincia elegida en nuestro caso es Madrid. Por lo tanto, cada año entre 1988 y 2003 tenemos coeficientes estimados para las 49 provincias restantes que miden la diferencia relativa entre los tipos de interés de préstamos o depósitos en la provincia en cuestión con respecto a Madrid. El cuadro 8 muestra, para préstamos y depósitos, los estadísticos descriptivos que resumen las diferencias en los tipos de interés provinciales con respecto a Madrid en cada uno de los años. Las estimaciones se obtienen controlando por *entidad*, *producto*, *plazo* y *liquidez*. El cuadro 9 muestra los mismos estadísticos descriptivos, pero omitiendo la variable *entidad* de la regresión.

De acuerdo con el cuadro 8, la diferencia relativa media en tipos de interés con respecto a Madrid (en valores absolutos, para evitar cancelaciones entre diferencias positivas y negativas) nunca es superior al 5%. En préstamos, durante el año 1989 la diferencia se hace máxima (3,7%), mientras que en depósitos la diferencia máxima es en 1999 del 4,3%. La desviación típica de las diferen-

DIFERENCIAS RELATIVAS DE TIPOS DE INTERÉS DE PRÉSTAMOS Y DEPÓSITOS CON RESPECTO A LA PROVINCIA DE REFERENCIA (MADRID), DESPUÉS DE ELIMINAR LAS DIFERENCIAS ATRIBUIBLES A FACTORES ESPECÍFICOS DE CADA ENTIDAD

CUADRO 8

AÑO	PRÉSTAMOS					DEPÓSITOS				
	MEDIA (a)	DESV. TÍPICA	MÁXIMO	MÍNIMO	DIFERENTES DE MADRID	MEDIA (a)	DESV. TÍPICA	MÁXIMO	MÍNIMO	DIFERENTES DE MADRID
1988	0,017	0,010	0,036	-0,010	31	0,016	0,011	0,043	-0,010	2
1989	0,016	0,008	0,037	-0,004	25	0,012	0,011	0,040	-0,026	1
1990	0,018	0,007	0,034	0,001	33	0,013	0,012	0,043	-0,013	2
1991	0,011	0,005	0,028	-0,004	15	0,007	0,009	0,023	-0,022	0
1992	0,013	0,005	0,029	0,000	19	0,007	0,009	0,024	-0,031	0
1993	0,010	0,005	0,030	-0,018	14	0,007	0,008	0,022	-0,016	0
1994	0,006	0,005	0,010	-0,019	3	0,007	0,007	0,026	-0,015	0
1995	0,003	0,004	0,009	-0,011	0	0,007	0,006	0,020	-0,014	0
1996	0,011	0,005	0,001	-0,029	12	0,006	0,006	0,012	-0,020	0
1997	0,010	0,006	0,003	-0,028	11	0,008	0,009	0,016	-0,032	0
1998	0,009	0,005	0,006	-0,024	11	0,012	0,010	0,019	-0,034	1
1999	0,007	0,008	0,022	-0,025	8	0,009	0,011	0,037	-0,026	1
2000	0,003	0,004	0,011	-0,012	0	0,008	0,010	0,033	-0,022	0
2001	0,004	0,004	0,005	-0,016	1	0,008	0,007	0,022	-0,023	0
2002	0,009	0,005	0,004	-0,022	8	0,011	0,009	0,012	-0,031	1
2003	0,014	0,007	0,003	-0,028	27	0,012	0,011	0,020	-0,028	2

NOTAS: *Diferentes de Madrid* informa del número de provincias (de un total de 49) cuyo coeficiente era distinto al de Madrid en un determinado año.

Coeficientes de la regresión $\ln r_{ijmt} = a + a_i + a_j + a_{mt} + e_{ijmt}$

a. Media de los valores absolutos para evitar cancelaciones entre diferencias positivas y negativas.

cias relativas en tipos provinciales de préstamos con respecto a Madrid es del 0,85% en los primeros tres años de la serie, pero después desciende hasta el 0,5% en casi todo el resto de años, excepto el ligero repunte final. Cuando hacemos las mismas valoraciones con los tipos de interés de los depósitos, la desviación típica de diferencias relativas apenas varía del 1% en todo el período analizado. El rango de diferencias relativas (la diferencia entre el máximo y el mínimo), medida de dispersión adicional a la varianza, sigue una evolución semejante a la observada en la varianza. Al inicio del período, para los préstamos, la provincia con los tipos de interés más bajos tuvo un tipo de interés un 1% menor que Madrid, y la provincia con los tipos de interés más altos se situó, en promedio, un 3,6% por encima de Madrid. De acuerdo con las estimaciones realizadas, la diferencia relativa entre las provincias con tipos de interés más altos y las provincias con tipos más bajos se inicia en los comienzos del período objeto de estudio, con valores del 4,6%. Posteriormente, en 1995 la diferencia entre tipos provinciales medios más altos y más bajos se sitúa en el 2%, volviendo a subir hasta el 3% al final del período considerado. En los depósitos, las diferencias entre tipos medios provinciales son del 5,4% en 1988, 3,4% en 1995 y 4,5% en 2003. Observamos, por último, que el número de provincias con diferencias relativas en los tipos medios de la provincia significativamente distintas a Madrid cae de forma muy marcada a lo largo del período, exceptuando 2003, que podría marcar un cambio en la tendencia¹⁷.

17. En los depósitos, el número de provincias con diferencias significativamente distintas de Madrid es alrededor de dos en todos los años, de manera que las diferencias a las que nos hemos referido podrían deberse, en parte, a errores de medida.

DIFERENCIAS RELATIVAS DE TIPOS DE INTERÉS DE PRÉSTAMOS Y DEPÓSITOS CON RESPECTO A LA PROVINCIA DE REFERENCIA (MADRID), ANTES DE ELIMINAR LAS DIFERENCIAS ATRIBUIBLES A FACTORES ESPECÍFICOS DE CADA ENTIDAD

CUADRO 9

AÑO	PRÉSTAMOS					DEPÓSITOS				
	MEDIA (a)	DESV. TÍPICA	MÁXIMO	MÍNIMO	DIFERENTES DE MADRID	MEDIA (a)	DESV. TÍPICA	MÁXIMO	MÍNIMO	DIFERENTES DE MADRID
1988	0,010	0,007	0,020	-0,009	3	0,022	0,015	0,045	-0,006	13
1989	0,011	0,008	0,031	-0,013	9	0,020	0,013	0,057	-0,018	6
1990	0,008	0,009	0,021	-0,014	4	0,017	0,016	0,064	-0,022	5
1991	0,009	0,010	0,022	-0,027	5	0,011	0,012	0,035	-0,035	1
1992	0,007	0,009	0,024	-0,019	3	0,011	0,010	0,041	-0,016	2
1993	0,013	0,011	0,023	-0,049	13	0,013	0,010	0,040	-0,014	2
1994	0,025	0,013	0,008	-0,046	36	0,014	0,011	0,035	-0,020	0
1995	0,016	0,011	0,011	-0,038	24	0,015	0,012	0,035	-0,023	2
1996	0,019	0,013	0,014	-0,048	29	0,009	0,011	0,028	-0,024	0
1997	0,014	0,012	0,013	-0,038	19	0,009	0,012	0,028	-0,039	1
1998	0,015	0,013	0,017	-0,043	21	0,012	0,014	0,038	-0,037	2
1999	0,018	0,017	0,031	-0,053	21	0,011	0,014	0,049	-0,037	3
2000	0,011	0,011	0,018	-0,033	15	0,014	0,016	0,046	-0,048	2
2001	0,017	0,011	0,008	-0,045	24	0,014	0,015	0,030	-0,048	4
2002	0,023	0,014	0,003	-0,054	32	0,018	0,015	0,026	-0,045	7
2003	0,029	0,015	-0,003	-0,058	38	0,018	0,017	0,029	-0,046	5

NOTAS: *Diferentes de Madrid* informa del número de provincias (de un total de 49) cuyo coeficiente era distinto al de Madrid en un determinado año.

Coefficientes de la regresión $\ln r_{ijmt} = a + a_i + a_{mt} + e_{ijmt}$

a. Media de los valores absolutos para evitar cancelaciones entre diferencias positivas y negativas.

Quando del modelo de regresión se excluye la variable *entidad*, se obtienen medidas de diferencias relativas medias con respecto a Madrid que capturan la contribución a la dispersión de tipos de interés de la variable *provincia* bajo el supuesto de que todo el efecto *entidad* que se captura a través de esa variable sea, en realidad, un efecto provincial, que no podemos observar aisladamente, debido a que desconocemos los tipos de interés de las entidades en cada mercado geográfico. El cuadro 9 muestra los resultados de esta nueva estimación. Las diferencias medias tienden a ser más importantes que antes y la dispersión de diferencias muestra una cierta tendencia creciente. El rango entre el mayor y el menor tipo de interés medio en préstamos para las 49 provincias está en el entorno del 6%; el mismo rango para depósitos oscila entre el 6% y el 7,5%. No obstante, cabe destacar que el número de provincias con diferencias estadísticamente significativas de Madrid para depósitos es todavía muy bajo, así que la mayor parte de las diferencias relativas utilizadas para el cálculo de la dispersión de tipos respecto a Madrid corresponde en realidad a perturbaciones aleatorias.

El análisis detallado de la dispersión de tipos de interés por mercados geográficos confirma que la contribución de estos mercados a la explicación de las diferencias de tipos es muy escasa, sobre todo si se controla por el efecto *entidad*. Sin la variable *entidad*, en 2002 son todavía 35 las provincias con diferencias significativas en sus tipos medios con respecto a los tipos de los préstamos realizados en Madrid. En total, la diferencia relativa media, cuando todas las diferencias se expresan en valores absolutos, es del 2,5%, con un máximo del 6%. Si la provincia con tipo de interés más bajo fija un tipo del 5% en los préstamos, la provincia

con tipos más altos fija un 5,3%, mientras que en promedio las diferencias entre provincias representarán 0,15 pp. Calibrar si las diferencias relativas medias entre el 3% y el 6% en los tipos de interés provinciales son económicamente significativas resulta complicado, por falta de referentes con los que comparar. Lach (2002) atribuye una alta significación económica a diferencias relativas del 8% en los precios de determinados alimentos en Israel, lo cual sugiere cierta relevancia para los valores obtenidos en nuestro análisis.

El impacto económico de las diferencias de tipos de interés entre provincias puede aproximarse también en términos de pérdida de bienestar si suponemos que detrás de las diferencias no existen factores de diferenciación de los productos y distinta utilidad para los compradores. Se sabe que el índice de Lerner o margen relativo calculado con precios y costes marginales representa aproximadamente la mitad de la pérdida de bienestar en términos de excedente del consumidor por cada euro de ingresos o ventas. Llamando R al tipo de interés del préstamo y r al tipo interbancario, el margen relativo es $(R-r)/R$. La elasticidad de este margen al tipo R es $r/(R-r)$. Si $R=4\%$ y $r=2,5\%$, entonces la elasticidad es $5/3$. Una diferencia de tipos de interés entre provincias del 6% supone una pérdida relativa de bienestar del 10% ($5/3$ de 6), un valor no despreciable.

6 Conclusiones

Este trabajo presenta un análisis de la dispersión observada en los tipos de interés fijados por los bancos españoles en distintos productos de activo y pasivo, y en todos los trimestres desde 1988 hasta 2003. Con la información disponible, nos preguntamos cuál es la contribución relativa de cada una de las fuentes potenciales de diferenciación (*tiempo, producto, entidad y provincia*) a la hora de explicar la varianza de tipos en el conjunto de la muestra. Únicamente con las variables dicotómicas de *tiempo, producto, entidad y provincia* se llega a explicar hasta el 90% de la varianza total de los tipos de interés.

Tanto para los productos de activo como para los de pasivo (que se analizan por separado), la fuente más importante de variabilidad en los tipos de interés es, con diferencia, la variable *tiempo*, y, más concretamente, la evolución del tipo de interés del mercado interbancario (MIBOR o EURIBOR, según corresponda). Cuando el ejercicio de descomposición de la varianza se repite por subperíodos, antes de la convergencia nominal (1988-1993), durante la convergencia nominal (1994-1998), y ya en el período dentro de la zona del euro (1999-2003), el tiempo tiene una mayor importancia en el período de convergencia nominal, y relativamente menor en el período en que España forma ya parte de la zona del euro. Este resultado era de esperar, teniendo en cuenta la evolución claramente a la baja del tipo de interés interbancario en España dentro de un proceso de convergencia nominal hacia Europa. Sin embargo, conviene insistir en ello para no confundir la evolución de los niveles de tipos de interés con la evolución de la competencia en el mercado de productos bancarios. La competencia tendrá bastante que decir sobre la evolución de los márgenes, diferencia entre los tipos que fijan los bancos y el tipo interés del mercado interbancario, pero la pregunta acerca de si el descenso de los tipos de interés cobrados y pagados ha sido mayor o menor, en términos relativos, al descenso en el tipo interbancario no se aborda en este trabajo.

Después del *tiempo* (tipo interbancario), las variables que más contribuyen a explicar la variabilidad total de los tipos de interés son la *entidad* (banco o caja) individualmente considerada, para el caso de los préstamos, y el *producto*, para los depósitos. La variable *entidad* aumenta su importancia relativa como variable explicativa de la dispersión de tipos de interés en el último período de tiempo, lo cual debe interpretarse como indicio de que la transición hacia un marco general de bajos tipos de interés ha incentivado a los bancos a buscar políticas de diferenciación en el servicio, en tipo de cliente, tipo de negocio (más o menos riesgo de crédito), con las que previsiblemente trata de atenuar la presión de la competencia en productos

sustitutos próximos. Por otra parte, la mayor contribución a la explicación de la varianza de los tipos de interés en los depósitos, en comparación con los préstamos, indica que existe más diferenciación en el mercado de depósitos que en el mercado de préstamos.

Las diferencias de tipos de interés entre productos de préstamos reflejan los efectos del riesgo de crédito, mayor en cuentas de crédito y préstamos personales que en créditos a tipos de interés variable y préstamo hipotecario, y del plazo. En cuanto a los depósitos, los tipos de interés más altos se pagan en las CTA e IPF, y los más bajos en las cuentas de ahorro. En el período final (1999-2003), los tipos de interés de los depósitos con más liquidez ofrecen un tipo de interés significativamente inferior que los tipos de interés de los productos menos líquidos.

El mercado geográfico es la variable que menos contribuye a explicar la diferenciación de tipos de interés, tanto en préstamos como en depósitos, aunque su contribución real puede estar distorsionada porque no se conocen los tipos de interés que aplican las entidades en cada uno de los mercados geográficos donde realizan actividades. El estudio detallado de la evolución de las diferencias en los tipos de interés por provincias pone de manifiesto unas diferencias medias con respecto a la provincia de referencia entre el 3% y el 6%, según los supuestos sobre el efecto entidad, relativamente estable en los diferentes subperíodos.

Las cajas de ahorros han aplicado tipos de interés más altos en préstamos y pagado menos por sus depósitos que los bancos. A pesar de ello, han conseguido aumentar su cuota de mercado en préstamos y depósitos a lo largo de todo el período. Esta evidencia apunta que la competencia en los mercados de productos bancarios tiene otras dimensiones diferentes del precio y, por tanto, los tipos de interés no bastan para explicar los resultados de las entidades.

Aunque los resultados del análisis de las fuentes de diferenciación de tipos de interés en productos bancarios se refieren a un solo país, de ellos se pueden extraer algunas conclusiones relevantes para anticipar lo que puede esperarse con la integración europea. La más evidente es que la variable geográfica (país) no debe ser necesariamente la más importante a la hora de explicar la dispersión de tipos de interés, una vez eliminadas barreras comerciales o técnicas, como las que pueden derivarse de la existencia de diferentes monedas nacionales. Para el caso español, la variable provincia apenas contribuye a explicar la dispersión de tipos, lo cual podía esperarse teniendo en cuenta que ha existido una notable entrada de nuevos competidores, sobre todo cajas, en las provincias españolas durante el período de estudio. Sin embargo, la dispersión de tipos entre productos que son en principio sustitutos próximos, como cuentas corrientes y de ahorro, persiste en el tiempo y las entidades parecen tener bastante capacidad para diferenciar sus productos/mercados y con ello mantener diferencias de tipos de interés con respecto a los de otras entidades. En otras palabras, es de esperar que la integración efectiva de los mercados europeos progrese con flujos de préstamos y depósitos cruzando las fronteras nacionales e incluso que, gracias a ello, se reduzcan las diferencias de tipos de interés entre países. Pero esto no significa que desaparezcan, o incluso que no aumenten, otras fuentes de diferenciación, precisamente en respuesta a la intensificación de la competencia debido a los nuevos entrantes.

BIBLIOGRAFÍA

- BIKKER, J. (2004) *Competition and Efficiency in a Unified European Banking Market*, Edward Elgar Publishing, Cheltenham, UK, Northampton, MA, USA.
- CABRAL, I., F. DIERICK y J. VESALA (2002). *Banking Integration in the Euro Area*, European Central Bank, Occasional Paper Series n.º 6, diciembre.

- CLEMONS, E., I. HANN y L. HITT (2002). «Price dispersion and price differentiation in online travel: An empirical investigation», *Management Science*, abril, vol. 48, 4, pp. 534-549.
- DAHLBY, B., y D. S. WEST (1986). «Price Dispersion in an Automobile Insurance Market», *The Journal of Political Economy*, 94, pp. 418-438.
- DELGADO, J., y M. WATERSON (2003). «Tyre Price Dispersion across Retail Outlets in the UK», *The Journal of Industrial Economics*, diciembre, vol. 51, 4, pp. 491-509.
- DELL'ARICCIA, G. (2001). «Asymmetric information and the structure of the banking industry», *European Economic Review*, 45, pp. 1957-1980.
- EUROPEAN CENTRAL BANK (2003). «The integration of Europe's financial markets», *Monthly Bulletin*, octubre, pp. 53-66.
- GOLDBERG, P. K., y F. VERBOVEN (2001). «The Evolution of Price Dispersion in the European Car Market», *The Review of Economic Studies*, octubre, vol. 68, 237, pp. 811-848.
- HANNAN, T., y A. BERGER (1991). «The rigidity of prices: Evidence from the banking industry», *The American Economic Review*, septiembre, vol. 81, n.º 4, pp. 938-945.
- HANNAN, T., y J. N. LIANG, (1993). «Inferring Market Power from Time-Series Data. The Case of the Banking Firm», *International Journal of Industrial Organization*, 11, pp. 205-218.
- LACH, S. (2002). «Existence and Persistence of Price Dispersion: An Empirical Analysis», *The Review of Economics and Statistics*, agosto, pp. 433-444.
- LAGO, R., y V. SALAS (2005). *Market Power and Bank Interest Rate Adjustments*, mimeo, Banco de España.
- MARTÍN, A., J. SAURINA y V. SALAS (2005). *Interest rate dispersion in deposit and loan markets*, Documento de Trabajo n.º 0506, Banco de España.
- NEUMARK, D., y S. SHARPE (1992). «Market Structure and the Nature of Price Rigidity: Evidence from the Market for Consumer Deposits», *The Quarterly Journal of Economics*, mayo, vol. 107, n.º 2, pp. 657-680.
- ROTHSCHILD, M. (1973). «Models of Market Organization with Imperfect Information: A Survey», *The Journal of Political Economy*, 81, pp. 1283-1308.
- SALAS, V., y J. SAURINA (2003). «Deregulation, Market Power and Risk Behaviour in Spanish Banks», *European Economic Review*, 47, pp. 1061-1075.
- SORENSEN, A. T. (2000). «Equilibrium Price Dispersion in Retail Markets for Prescription Drugs», *The Journal of Political Economy*, 108, pp. 833-850.
- STIGLER, G. J. (1961). «The Economics of Information», *The Journal of Political Economy*, 69, pp. 213-225.
- VAN HOOMISSEN, T. (1988). «Price Dispersion and Inflation: Evidence from Israel», *The Journal of Political Economy*, 96, pp.1303-1314.