



Universidad de Navarra

# *Documento de Investigación*

---

DI nº 247  
Abril, 1993

LA COMPETENCIA EN EL MERCADO  
ESPAÑOL DE DEPOSITOS BANCARIOS

Jordi Gual\*

---

\* Profesor de Economía, IESE

IESE Business School – Universidad de Navarra

Avda. Pearson, 21 – 08034 Barcelona. Tel.: (+34) 93 253 42 00 Fax: (+34) 93 253 43 43

Camino del Cerro del Aguila, 3 (Ctra. de Castilla, km 5,180 – 28023 Madrid. Tel.: (+34) 91 357 08 09 Fax: (+34) 91 357 29 13

Copyright © 1993, IESE Business School.

## LA COMPETENCIA EN EL MERCADO ESPAÑOL DE DEPOSITOS BANCARIOS\*

### Introducción

El objetivo de este artículo es determinar el grado de competencia en la banca al por menor en España a partir de un análisis econométrico de la evolución de los tipos de pasivo del sector. El trabajo se fundamenta en la especificación de un modelo estructural del sector bancario español que permite la estimación del poder de mercado de las entidades bancarias. El estudio considera el sector de un modo agregado<sup>1</sup>, pero se analizan varios mercados de pasivo representativos.

Dentro de la literatura sobre estimación de poder de mercado (véase Bresnahan, 1989) la banca ha sido objeto de atención<sup>2</sup>. Spiller y Favaro (1984) constituyen una aportación significativa en la que se examina la competencia en el mercado de préstamos bancarios de Uruguay en el marco de la literatura que utiliza el concepto de variaciones conjeturales para parametrizar el grado de competencia.

Sin embargo, para la banca española, la estimación econométrica del poder de mercado ha sido abordada en anteriores ocasiones por diversos investigadores en la vertiente de captación de pasivo<sup>3</sup>. Coello (1992) analiza el período 1985-1991, y aunque el énfasis del estudio es la comparación del comportamiento de cajas y bancos, obtiene estimaciones de poder de mercado a nivel agregado indicativas de un mercado competitivo<sup>4</sup>. Con anterioridad, Gual y Ricart (1990) habían efectuado una estimación limitada al mercado de depósitos a plazo de la banca privada en la que, con datos agregados trimestrales para el período 1974-1984, y con un sencillo modelo estático sin separabilidad entre los mercados de activo y pasivo, no podían rechazar la hipótesis nula de comportamiento competitivo.

---

\* Este trabajo se ha llevado a cabo con el apoyo parcial del proyecto CAYCIT PB 90-0132. Agradezco los comentarios de P. Bachetta, R. Caminal, C. Matutes, J. Palacios y R. Repullo, así como del evaluador. Este documento constituye una versión revisada del trabajo presentado en el *V Simposio de Moneda y Crédito*, celebrado en Madrid en noviembre de 1992, y será publicado en el nº 196 de la revista *Moneda y Crédito*.

<sup>1</sup> El estudio comprende únicamente a la banca privada y excluye, por tanto, otras entidades de depósito, en especial las cajas de ahorro (véase también nota 11).

<sup>2</sup> Es preciso indicar que existe una amplia bibliografía en la que se analiza la rentabilidad del sector bancario contrastando las hipótesis alternativas de poder de mercado y eficiencia mediante un análisis de regresión con datos de corte transversal, en la tradición de los contrastes del paradigma estructura-conducta-resultados (véase al respecto el resumen y los comentarios que efectúa Schmalensee, 1989).

<sup>3</sup> Sastre (1991) ha estimado también un modelo estructural de comportamiento de la banca española. Asimismo, Lorences (1991) ha analizado el poder de mercado en el segmento de créditos.

<sup>4</sup> El estudio de Coello (1992) considera un único mercado de pasivo en el que se incluyen todo tipo de depósitos privados: el concepto de acreedores privados en el balance de situación publicado por el Consejo Superior Bancario y la Confederación Española de Cajas de Ahorro.

El presente estudio constituye una aproximación al problema fundada en la especificación de un modelo dinámico de competencia entre las entidades bancarias. En concreto, el modelo teórico y la especificación empírica incorporan la competencia por cuota de mercado entre entidades. Las políticas de precios de las entidades ante cambios en los tipos de interés del interbancario dependen no sólo del grado de rivalidad presente, sino de las expectativas respecto del tipo de interés futuro, y por tanto de las ganancias o pérdidas que pueden comportar los cambios en la cuota de mercado actual. El carácter dinámico del modelo dota a la especificación de un mayor realismo y contribuye a reducir los problemas de especificación de los modelos estáticos que pueden conllevar sesgos en la estimación del parámetro de poder de mercado al omitirse variables explicativas potencialmente relevantes.

Los resultados obtenidos, que deben considerarse como tentativos en la medida en que las series temporales utilizadas son de corta duración, indican que los niveles de competencia en la banca al por menor en España varían sustancialmente entre los distintos productos ofrecidos por las entidades. Los mercados de cuentas corrientes y depósitos a largo plazo se caracterizan por la existencia de un alto poder de mercado, mientras que el mercado de depósitos a corto plazo presenta un elevado nivel de competencia, que puede ser debido tanto a la fuerte rivalidad entre las entidades como a la escasa diferenciación de este tipo de productos.

Asimismo, los resultados econométricos indican que puede ser necesario incorporar el papel de la competencia por cuota de mercado al análisis de la conducta de las entidades bancarias. Es decir, la competencia por cuota de mercado y las expectativas sobre la rentabilidad futura de la misma, son elementos que condicionan la actuación corriente de las entidades.

## **La competencia dinámica en la captación de depósitos bancarios**

El carácter dinámico de la competencia en banca se justifica por las características intrínsecas del negocio bancario, y no sólo por las repercusiones dinámicas que ocasiona la interacción repetida de los competidores. Un aspecto central de la actividad bancaria de captación de pasivo es la existencia de una relación contractual duradera entre la entidad de depósito y el cliente. El consumidor incurre en un coste en el establecimiento de dicha relación, y el cambio de la misma comporta unos costes de sustitución no despreciables por parte del depositante, que desea hacer compatible sus decisiones corrientes de compra de activos financieros con la inversión en la relación contractual efectuada en el pasado<sup>5</sup>.

La existencia de este tipo de costes de sustitución confiere cierta inercia a los depósitos captados por las entidades y produce un efecto cuota de mercado, según el cual las entidades de depósito tienen en cuenta en la fijación de sus tipos de pasivo no sólo los beneficios corrientes, sino también el impacto de los tipos corrientes en la participación en el mercado y, por tanto, en los beneficios futuros. La forma exacta en que este efecto cuota de mercado incide en el equilibrio del mercado y en el comportamiento de las entidades se muestra en el modelo que se desarrolla a continuación.

### ***1. El modelo***

Consideraremos un modelo con  $n$  bancos dedicados a la captación de pasivo y a la concesión de créditos. Supondremos que existe un mercado interbancario perfectamente competitivo en el que la autoridad monetaria fija exógenamente en cada período un tipo de

---

<sup>5</sup> Véase Klemperer, 1992, páginas 2 y 3.

interés  $i_t$ . Las entidades con exceso de fondos pueden prestar a dicho tipo de interés, enfrentándose a una demanda totalmente elástica, mientras que las entidades deficitarias pueden también acceder a una cuantía ilimitada de recursos ajenos al mismo tipo  $i_t$ . Este supuesto de separabilidad nos permite centrar nuestra atención en el mercado de pasivo<sup>6</sup>.

Un segundo supuesto es que las entidades ofrecen productos diferenciados. Este es un marco de análisis natural en la banca al por menor, dado que las entidades pueden diferenciarse en múltiples dimensiones y, en particular, a través de su localización geográfica.

La función de oferta de depósitos de una entidad representativa  $j$  ( $j=1, \dots, n$ ) adopta la siguiente forma:

$$D_{jt} = D_{jt} (r_{1t}, \dots, r_{jt}, \dots, r_{nt}; D_{jt-1})$$

donde  $r_{jt}$  ( $j = 1, \dots, n$ ) son los tipos de pasivo de la diversas entidades en el período  $t$ , y  $D_{jt}$  es la cantidad de depósitos captada por la entidad  $j$ .

Esta función de oferta incorpora el efecto positivo de aumentos del tipo de interés propio en los depósitos captados, así como el efecto negativo de aumentos en los tipos de interés de otras entidades  $\left( \frac{\partial D_{jt}}{\partial r_{kt}} \right) < 0$ , ( $k \neq j$ ).

Además, esta función permite tener en cuenta el efecto del stock de depósitos en el período  $t-1$  en la oferta de depósitos corriente:  $\left( \frac{\partial D_{jt}}{\partial D_{jt-1}} \right) > 0$ . Es decir, el stock de depósitos de la entidad  $j$  está sujeto a una inercia que tiene su origen en la existencia de costes de sustitución, ya sea de carácter explícito (en los depósitos a plazo la inercia tiene su origen en las restricciones a la resolución anticipada de los contratos), o implícito (en los depósitos a la vista la existencia de inercia puede asociarse a la existencia de costes en los que debe incurrir el depositante para iniciar una relación contractual con una nueva entidad financiera).

Se supone, asimismo, que los únicos costes variables en los que incurren las entidades bancarias son los costes financieros, y que los costes operativos son fijos y, por tanto, no afectan a las condiciones marginales que definen los precios y cantidades de equilibrio.

Asumimos, por último, que las entidades están sujetas al coeficiente de caja  $\theta_t$  (donde  $0 < \theta_t < 1$ ) y que los fondos sujetos al mismo tienen una remuneración  $c_t$ . El tipo interbancario neto resultante es  $i'_t = c_t \theta_t + i_t (1 - \theta_t)$ , y corresponde, por tanto, al ingreso marginal derivado de la captación de una unidad adicional de pasivo.

Dada la anterior función de oferta de depósitos y los supuestos que se han efectuado en cuanto a los costes operativos, la entidad representativa  $j$  maximiza una función de valor

---

<sup>6</sup> Este supuesto no se introduce en Gual y Ricart (1990) y tampoco en Sastre (1991). Coello (1992) lo incorpora y en Gual (1992) se presenta evidencia empírica parcial de la existencia de separación para el caso español durante el período 1987-1991. Sin embargo, Sastre (1991) encuentra que para el período de su análisis (1982.II-1989.IV) es más adecuado un modelo en el que no se impone el supuesto de separación de mercados, sino ciertas restricciones sobre la composición del balance tanto de los bancos como de las cajas.

$V_{jt}$  que comprende los beneficios corrientes ( $\Pi_t = (i'_t - r_{jt}) D_{jt}$ ) y la función de valor en el período  $t + 1$ .

$$V_{jt}(i'_t, D_{jt-1}) = \left( \frac{1}{1+i'_t} \right) \text{Max} [(i'_t - r_{jt}) D_{jt}(r_{1t}, \dots, r_{jt}, \dots, r_{nt}, D_{jt-1}) + V_{jt+1}(i'_{t+1}, D_{jt})] \quad (1)$$

Las características dinámicas del modelo aparecen por el hecho de que los flujos de beneficios futuros dependen de la participación corriente en el mercado. Siguiendo a Klemperer (1992, véase nota 18) suponemos que los beneficios del período  $t + 1$  dependen del período  $t$  únicamente a través del efecto cuota de mercado. Naturalmente, dichos beneficios dependerán también de los precios futuros ( $r_{jt+1}$ ) aunque ello no se refleje en (1).

Suponemos a continuación que las entidades compiten en precios. El equilibrio (de Bertrand) resultante está determinado por un conjunto de  $n$  condiciones de primer orden del siguiente tipo<sup>7</sup>:

$$\frac{\partial \Pi_{jt}}{\partial r_{jt}} + \frac{\partial V_{jt+1}}{\partial r_{jt}} = 0 \quad (2)$$

donde  $\Pi_{jt} = (i'_t - r_{jt}) D_{jt}(r_{1t}, \dots, r_{jt}, \dots, r_{nt}, D_{jt-1})$ .

En comparación con el modelo estático, esta condición de primer orden muestra que los tipos de pasivo en el período  $t$  serán ahora más elevados dado que suponemos que  $\frac{\partial V_{jt+1}(i'_{t+1}, D_{jt})}{\partial r_{jt}} > 0$ , y por tanto,  $\left( \frac{\partial \Pi_{jt}}{\partial r_{jt}} \right) < 0$ . Es decir, suponemos que la inversión en cuota de mercado se obtiene a través de mayores tipos de interés y que dicha inversión redundará en un aumento del valor de los beneficios futuros. En relación al modelo estático (en el que  $\left( \frac{\partial \Pi_{jt}}{\partial r_{jt}} \right) = 0$ ), los bancos tienden a aumentar los tipos de pasivo corrientes, puesto que ello comporta una mayor cuota de mercado y mayores beneficios futuros.

Las características dinámicas del modelo no sólo afectan a la interpretación de las condiciones de primer orden y a la caracterización del equilibrio del mercado, sino también al impacto que tienen cambios en los parámetros del mercado en las estrategias de las entidades. En concreto, con un sencillo ejercicio de estática comparativa es posible examinar cuál es la reacción de los precios de las entidades ante cambios en los tipos de interés interbancarios (véase el Apéndice 1 para el análisis concreto del caso de un modelo de duopolio con dos períodos). Se comprueba que la reacción de las entidades difiere del caso estático.

Por ejemplo, si el interbancario corriente aumenta, el oligopolista se enfrenta a dos fuerzas que operan en el mismo sentido. Por un lado, al igual que en el caso estático, las entidades tenderán a aumentar el tipo corriente para optimizar los beneficios corrientes. Sin embargo, en un modelo dinámico el aumento en el tipo corriente conlleva un aumento de la cuota de mercado y, con ello, de los beneficios futuros. Por ello, también por este segundo motivo habrá una tendencia a aumentar el tipo de interés<sup>8</sup>.

<sup>7</sup> Véase Klemperer (1992), pág. 10, donde se justifica el hecho de utilizar las condiciones de primer orden para el período  $t$  a pesar de tratarse de un modelo multiperíodo. En el Anexo, sin embargo, tanto las condiciones de primer orden como la estática comparativa se calculan para el caso de un modelo de duopolio con dos períodos.

<sup>8</sup> En Gual (1992) se utiliza un modelo en el que se incorporan desplazamientos intertemporales de los flujos de beneficios. En dicho caso, un aumento del tipo interbancario corriente supone también un menor valor de los beneficios futuros y, por tanto, de la cuota de mercado que se obtiene con tipos corrientes altos. Por ello, el

Pero además, en el modelo dinámico, cambios en el tipo interbancario esperado también modifican los tipos de pasivo corrientes. Aumentos en el tipo esperado hacen más atractiva la inversión en cuota de mercado y por ello tienden a provocar aumentos en los tipos de pasivo corrientes (este sería el denominado “efecto cuota de mercado”). Sin embargo, el aumento del tipo de interés futuro tiene también otro efecto, en esta ocasión de signo opuesto, dado que un aumento del tipo futuro reduce el valor actual de los flujos futuros de beneficios, incentivando por ello la explotación de la base de cliente ya disponible y no una inversión en la ampliación de la misma (este sería el “efecto tipo de interés”).

La distinción entre cambios en el tipo corriente y los tipos futuros permite asimismo distinguir entre cambios temporales y cambios permanentes en los tipos del interbancario. Un aumento permanente del tipo interbancario equivale a un aumento tanto del tipo corriente como del tipo esperado (véase Froot y Klemperer, 1989). El efecto de dicho aumento en los tipos de pasivo corrientes es inferior al de un aumento temporal del interbancario en la medida en que el “efecto tipo de interés” (que como hemos visto es de signo negativo) supere el “efecto cuota de mercado” (que es positivo). En este caso, el aumento del tipo de interés futuro tiene un impacto negativo sobre los tipos de pasivo corrientes, que compensa parcialmente el impacto positivo del aumento en el tipo interbancario corriente. Por ello, bajo estas circunstancias habrá más rigidez ante cambios en el interbancario cuando estos cambios se perciben como permanentes.

La condición de primer orden (2) puede escribirse también del siguiente modo:

$$i'_t + \frac{\partial V_{jt+1}(i'_{t+1}, D_{jt})}{\partial D_{jt}} = r_{jt} \left(1 + \frac{1}{\varepsilon_{jt}}\right) \quad j = 1, \dots, n \quad (3)$$

donde  $\varepsilon_{jt} = \frac{\partial D_{jt}}{\partial r_{jt}} \frac{r_{jt}}{D_{jt}}$  es la elasticidad de la función de oferta a la que se enfrenta la entidad j.

Reescribiendo (3), obtenemos la expresión:

$$r_{jt} = \mu_{jt} i'_t + \mu_{jt} V'_{jt+1} \quad (4)$$

donde  $V'_{jt+1} = \frac{\partial V_{jt+1}(i'_{t+1}, D_{jt})}{\partial D_{jt}}$  y  $\mu_{jt} = \frac{1}{1 + \frac{1}{\varepsilon_{jt}}}$

Limitándonos al mercado de un solo pasivo financiero, una especificación estructural supondrá un sistema de 2n ecuaciones que incluya una condición de primer orden y una función de oferta de depósitos para cada entidad.

Es decir:

$$D_{jt} = D_j(r_{1t}, \dots, r_{jt}, \dots, r_{nt}; D_{jt-1}) \quad j = 1, \dots, n. \quad (5)$$

$$r_{jt} = \mu_{jt} i'_t + \mu_{jt} V'_{jt+1} \quad j = 1, \dots, n. \quad (6)$$

donde la derivada de la función de valor depende del tipo interbancario neto futuro y de los depósitos corrientes (y, posiblemente, de otras variables exógenas):

$$V'_{jt+1} = V'_{jt+1}(i'_{t+1}, D_{jt})$$

y la función  $\mu_{jt}$  tiene, en principio, los mismos argumentos que la función de oferta.

## 2. La especificación empírica

Para proceder al trabajo empírico, y dado el gran número de parámetros del sistema (5)-(6) y la limitación de datos disponibles, será necesario efectuar algunos supuestos adicionales y proceder a la agregación de las condiciones de primer orden al objeto de obtener las ecuaciones correspondientes al conjunto de la banca privada.

Para efectuar a la agregación supondremos que las derivadas parciales de la función de valor son iguales<sup>9</sup> para todas las entidades ( $V'_{t+1} = \frac{\partial V_{j,t+1}}{\partial D_{jt}}$ , para todo j).

En cuanto a las funciones de oferta de depósitos, supondremos que el consumidor representativo tiene una función de sub-utilidad sobre el conjunto de depósitos alternativos ofrecidos por las diversas entidades bancarias del tipo CES (Dixit y Stiglitz, 1977):

$$D = \left[ \sum_{i=1}^n a_i \frac{1}{\varepsilon} D_i \frac{\varepsilon+1}{\varepsilon} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon+1}}$$

Esta función de sub-utilidad puede interpretarse como un índice de cantidades, cuyo dual en precios adopta la siguiente expresión:

$$r = \left[ \sum_{i=1}^n a_i r_i^{1+\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1+\varepsilon}} \quad \text{donde} \quad \sum_{i=1}^n a_i = 1$$

Supondremos que la demanda para este agregado de los depósitos es de elasticidad constante e igual a  $\phi$ . Ello supone (véase Venables y Smith, 1988, para un desarrollo similar) que la función de oferta agregada es la siguiente:

$$D = A r^\phi$$

donde A es un parámetro constante. Las funciones de oferta individuales son entonces:

$$D_i = A a_i r_i^\varepsilon r^{\phi-\varepsilon} \quad \text{donde} \quad \phi < \varepsilon, \quad i=1, \dots, n.$$

La condición de primer orden para la empresa j adopta la siguiente expresión:

$$i'_t + \frac{\partial V_{j,t+1}(i'_{t+1}, D_{jt})}{\partial D_{jt}} = r_{jt} \left( 1 + \frac{1}{e_{jt}} \right)$$

donde la elasticidad percibida por la empresa j puede expresarse como función de la elasticidad de la oferta del agregado de depósitos  $\phi$ , de la elasticidad de sustitución  $\varepsilon$  y del grado de rivalidad entre las entidades  $v_{jt}$  (parámetro que refleja la respuesta del precio de las entidades rivales –en términos porcentuales– esperada por la empresa j ante cambios en el propio precio):

$$e_{jt} = \varepsilon + (\phi - \varepsilon) [v_{jt} + (1 - v_{jt}) s_{jt}]$$

<sup>9</sup> En principio, aun cuando la función de valor sea la misma para todas las entidades, la derivada parcial evaluada en  $D_{jt}$  puede variar considerablemente y es razonable suponer que la segunda derivada de la función de valor con respecto a  $D_{jt}$  sea negativa (es decir, que el valor actual del aumento en los beneficios futuros que supone una mayor cuota de mercado corriente, decrece con el valor de la cuota de mercado). Suponemos, sin embargo, que el tipo interbancario esperado es el principal determinante del valor actual de un incremento en la cuota de mercado y –en particular– suponemos que a nivel agregado dicho valor no depende del nivel corriente de depósitos  $D_t$ .

Para el caso de competencia en precios (Bertrand) obtenemos que  $v_j = 0$ , y por tanto la elasticidad a la que se enfrenta la empresa es  $e_j = \varepsilon + (\phi - \varepsilon)s_j$ . Para el equilibrio simétrico  $s_j = 1/n$ , y en el caso de que existan muchas empresas, la elasticidad percibida tiende a  $\varepsilon$ . Naturalmente, si el producto es escasamente diferenciado, esta elasticidad tenderá a infinito.

Para el caso en el que las entidades responden a cambios en el precio de una entidad con cambios proporcionales en el propio precio  $v_{jt} = \frac{\partial r_{kt}}{\partial r_{jt}} \frac{r_{jt}}{r_{kt}} = 1$ , ( $k \neq j$ ;  $k=1, \dots, n$ ), y ello supone que cada entidad actúa como si se enfrentase a una oferta de elasticidad  $\phi$ .

La agregación de las condiciones de primer orden conduce al siguiente resultado:

$$r_t = \mu_t i'_t + \mu_t V'_{t+1}(i'_{t+1})$$

donde el parámetro  $\mu_t$  es función de las elasticidades percibidas por las entidades:

$$\mu_t = \left[ \sum_{i=1}^n a_i \left( \frac{1}{1 + \frac{1}{e_{it}}} \right)^{1+\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1+\varepsilon}}$$

Para el caso de comportamiento a la Bertrand y un número elevado de competidores ( $e_i = \varepsilon$  para todas las entidades), el parámetro agregado es el siguiente:

$$\mu_t = \left( \frac{1}{1 + \frac{1}{\varepsilon}} \right)$$

(naturalmente, si el número de competidores es  $n$ , y con la solución simétrica del equilibrio de Bertrand obtenemos  $\varepsilon + (\phi - \varepsilon)(1/n)$  en lugar de  $\varepsilon$ ).

Mientras que para el comportamiento colusivo ( $e_i = \phi$  para todas las entidades), el parámetro agregado equivale a:

$$\mu_t = \left( \frac{1}{1 + \frac{1}{\phi}} \right)$$

Así pues, a nivel agregado las dos ecuaciones a estimar son:

$$D_t = D(r_t, D_{t-1}) \tag{7}$$

$$r_t = \mu_t i'_t + \mu_t V'_{t+1}(i'_{t+1}) \tag{8}$$

donde, en la práctica, tanto  $D_t$  como  $r_t$  corresponden al dato para el conjunto de la banca privada y constituyen por tanto una aproximación a los índices de cantidades y precio utilizados para proceder a la agregación teórica de las funciones de oferta y demanda individuales<sup>10</sup>.

<sup>10</sup> Asimismo, la agregación se ha efectuado prescindiendo de la variable de depósitos retardada, que se incluye de un modo *ad hoc* en la ecuación de oferta agregada.

Es preciso destacar que al proceder a la estimación no se pretende obtener un parámetro  $\mu$  para cada período, sino un único valor para el conjunto de la muestra. Esto significa que estamos de hecho imponiendo que el grado de rivalidad permanece inalterable a lo largo del período analizado o, alternativamente, estamos estimando una conducta media para el período en cuestión (la limitación del número de datos no permite dividir la serie en dos para analizar el período posterior al estallido de la guerra de las supercuentas).

La interpretación de la ecuación de demanda agregada no es difícil dado que los costes operativos son fijos y que todas las empresas se enfrentan a un mismo ingreso marginal (tanto corriente  $i'_t$  como en términos del valor actual del ingreso marginal futuro ( $V'_{t+1}$ )).

Con competencia en precios (a la Bertrand) y un número elevado de competidores, el parámetro  $\mu$ , que recoge el grado de *mark-down* sobre el ingreso marginal, debería tender a  $1/(1+(1/\varepsilon))$ , y en el caso de que los productos sean poco diferenciados, este parámetro será cercano a 1, al tender  $\varepsilon$  a infinito.

En el extremo opuesto, en el caso de comportamientos colusivos (las empresas incorporan el efecto de cambios en el precio propio en los precios de las empresas rivales), la elasticidad implícitamente estimada en la condición de primer orden agregada debería ser menor y no diferir sustancialmente de la estimada en la ecuación de oferta para el conjunto del mercado.

Asimismo, en términos econométricos, los parámetros correspondientes a  $V'_{t+1}$  que captan el efecto en el tipo de interés corriente de cambios del ingreso marginal en valor actual, deberían ser de menor importancia cuanto más competitivo sea el comportamiento de las empresas.

El sistema de ecuaciones (7)-(8) es recursivo, puesto que a nivel agregado  $D$  no es un factor relevante como determinante de la derivada de la función de valor (este supuesto es corroborado por los datos). Por ello, la estimación de este sistema puede llevarse a cabo ecuación por ecuación y sólo se utilizará la estimación de ecuaciones aparentemente no relacionadas en la medida en que sea probable que los errores de las distintas ecuaciones de oferta o de demanda estén correlacionados dado que se consideran simultáneamente diversos activos financieros.

Este es un sistema de ecuaciones parecido al que se estimaba en Gual y Ricart (1990). Sin embargo, en aquel modelo el ingreso marginal era una función de la demanda de préstamos. Esto desaparece en el presente modelo al incorporar la segmentación de mercados, de tal modo que el ingreso marginal corriente es únicamente el tipo interbancario neto.

La identificación del parámetro de conducta tenía lugar entonces mediante la rotación de la función de oferta de depósitos acaecida con motivo de la desregulación de intereses. En el presente modelo no hay problemas de identificación del poder de mercado, puesto que en competencia perfecta la condición de primer orden debe ser:

$$r_t = i'_t$$

Simple traslaciones de la función de oferta de depósitos deberían identificar el poder de mercado, puesto que no tendrían que comportar cambios en el tipo de interés bajo competencia perfecta.

Sin embargo, al no poder estimar ecuaciones de oferta o demanda individuales, el modelo no permitirá distinguir entre el poder de mercado cuyo origen se encuentra en el comportamiento de las entidades bancarias y el que se deriva del grado de diferenciación del producto.

Por lo que se refiere a la especificación empírica concreta de la ecuación (7), se utiliza un sistema de ecuaciones de oferta de forma lineal en logaritmos dado el supuesto de elasticidad constante que hemos introducido.

La ecuación representativa a estimar es, por tanto:

$$\ln D_t = \ln A + \phi \ln r_t + \beta \ln D_{t-1} + \gamma \ln r_t^B \quad (9)$$

donde  $A$  es un término constante,  $\phi$  es la elasticidad de la función de oferta de depósitos,  $\beta$  y  $\gamma$  son parámetros, y  $r_t^B$  es el tipo de interés de un producto alternativo. Del conjunto de depósitos de la banca privada se han seleccionado los depósitos a la vista, los depósitos a corto plazo (entre tres y seis meses) y los depósitos a largo plazo (más de doce meses).

La especificación empírica de la ecuación (8) requiere la elección de una forma funcional para la derivada de la función de valor. Los modelos de costes de sustitución ofrecen escasa guía, e incluso en sus especificaciones más sencillas conllevan formas funcionales complejas. Se ha planteado una aproximación lineal según la cual la derivada parcial de  $V$  es una función lineal del tipo interbancario neto esperado  $i'_{t+1}$ , así como de un conjunto de variables que aparecen como relevantes en los modelos de coste de sustitución.

En dichos modelos (Klemperer, 1992), la estática comparativa muestra que aumentos en el crecimiento esperado del mercado, o en la proporción de clientes del mismo que no han sido captados con anterioridad por ninguna entidad, conllevan aumentos en los tipos de interés corrientes, dado que aumentan el valor futuro de la cuota de mercado que se puede obtener en el período corriente y favorecen, por tanto, un comportamiento más agresivo.

De hecho, este tipo de regresores se han usado a menudo en los estudios de la rigidez en la formación de los tipos de interés bancarios, aunque por lo general han sido considerados como elementos que podían afectar a la elasticidad de la función de oferta de depósitos (Calem y Carlino, 1991) donde se utiliza el porcentaje de población mayor de 45 años y el porcentaje de población inmigrante, Hannan y Berger (1991), donde se utiliza la base de clientes, y Neumann y Sharpe (1992), donde se utiliza la tasa de crecimiento de la población.

En el presente estudio, el crecimiento esperado del mercado se ha aproximado mediante el valor en  $t+1$  de los pasivos del sistema crediticio sobre el sector privado (variable FAS). El porcentaje de población que no son clientes de ninguna entidad se ha medido mediante el número de personas activas y ocupadas entre 16 y 24 años (OCUP).

La expresión para  $V'_{t+1}$  es, entonces, la siguiente:

$$V'_{t+1} = \tau_1 i'_{t+1} + \tau_2 FAS_t + \tau_3 OCUP_t$$

con lo que la regresión final es:

$$r_t = \mu i'_t + \psi_1 i'_{t+1} + \psi_2 FAS_t + \psi_3 OCUP_t \quad (10)$$

donde  $\psi_k = \mu \tau_k$ ;  $k=1, \dots, 3$

Para el caso de competencia perfecta deberíamos obtener  $\tau_k = 0$ , por lo que  $\psi_k = 0$ . Si el modelo dinámico planteado es relevante, sin embargo, el parámetro  $\psi_1$  puede ser distinto de 0, tanto positivo como negativo.

Si el aumento de  $i_t$  es permanente (es decir, el tipo esperado  $i'_{t+1}$  aumenta en la misma proporción que  $i'_t$ ), esperaríamos una traslación del cambio en el interbancario a los tipos de pasivo cuya magnitud depende del "efecto tipo de interés". En concreto, el efecto de

un cambio permanente en el interbancario está captado por  $(\mu + \psi_1)$ , que es mayor o menor que  $\mu$  en función del signo de  $\psi_1$ .

Es preciso señalar que el enfoque utilizado en este artículo genera que, en equilibrio, se obtenga una traslación incompleta de cambios (temporales o permanentes) en el interbancario a los tipos de pasivo. En Neumann y Sharpe (1992), por ejemplo, se supone que el tipo de pasivo es, en el equilibrio a largo plazo, proporcional al tipo del interbancario, y que el factor de proporcionalidad y el ritmo de ajuste a dicho equilibrio dependen del grado de competencia en el mercado. En el presente modelo, a pesar de suponer que la elasticidad de la oferta de depósitos es constante, no hay proporcionalidad entre el tipo de pasivo y el interbancario, ni rigideces exógenas. En equilibrio, el ajuste a cambios en el interbancario es sólo parcial por el papel que juegan las expectativas sobre el tipo de interés futuro, a causa de la existencia de costes de sustitución o de otro tipo de efectos relacionados con el papel competitivo de la cuota de mercado.

## Datos y resultados

### 1. Datos

Se han utilizado datos mensuales para el conjunto de la banca privada<sup>11</sup> correspondientes al período 1988-2001 y 1991-2012<sup>12</sup>. Dado que la práctica totalidad de las variables utilizadas no son estacionarias, las ecuaciones se estiman en primeras diferencias. Es importante indicar este extremo, puesto que si se efectuase el análisis econométrico en niveles se desprenderían relaciones que podrían ser espúreas a pesar de los buenos niveles de ajuste obtenidos.

Todas las variables (excepto los tipos de interés) se han deflactado utilizando el índice de precios al consumo. Asimismo, se ha procedido a la desestacionalización de todas las variables<sup>13</sup>.

La variable de tipo de interés esperado se ha construido a partir de la aceptación de la hipótesis de las expectativas según la cual el tipo implícito<sup>14</sup> en los tipos de interés a 3 y 6 meses es un estimador insesgado del futuro tipo a 3 meses dentro de 3 meses<sup>15</sup>.

---

<sup>11</sup> Esta segmentación del mercado de depósitos es válida en la medida en que la interacción competitiva entre ambos mercados sea reducida. Coello (1992) ha confirmado empíricamente, utilizando una metodología en la línea de Spiller y Favaro, que la interacción estratégica entre bancos y cajas es menor que entre los propios bancos. Desde la perspectiva del oligopolio de la banca privada, las cajas podrían constituir una franja competitiva de empresas cuyo papel debería ser incorporado explícitamente a nuestro modelo. Además, la desregulación a la que se han visto sometidas las entidades de ahorro ha conllevado un comportamiento competitivo cada vez más parecido. De hecho, a partir de enero de 1992, las estadísticas del Banco de España se refieren ya al conjunto de las entidades, reflejando la creciente similitud de las mismas.

<sup>12</sup> A partir de enero de 1992, los cambios introducidos en la información que solicita el Banco de España a las entidades (circular contable 4/91 del Banco de España) no permiten obtener series de depósitos con la desagregación por plazos que precisamos.

<sup>13</sup> Para calcular los factores estacionales se han tomado promedios, para los cuatro años considerados, de ratios entre el valor de la variable y medias móviles centradas.

<sup>14</sup> El tipo implícito se calcula a partir de los tipos al contado a tres y seis meses según la siguiente expresión:

$$(1 + {}_{t+3}r_{3t} = ( (1+{}_tR_{6t})^6 / (1+{}_tR_{3t})^3 )^{1/3}$$

(véase Van Horne, 1984, pág. 107). Freixas y Novales (1992) han señalado que la evidencia disponible en España indica que el tipo implícito contiene información sobre el tipo futuro, pero que no se trata de un estimador insesgado. Por ello, sería preciso utilizar como tipo de interés esperado el tipo implícito más una corrección por una prima de riesgo.

<sup>15</sup> Dado que el tipo implícito que se calcula corresponde al tipo a tres meses esperado dentro de tres meses, se ha utilizado también un tipo esperado que constituye una media móvil del tipo implícito en los períodos  $t-1$ ,  $t$  y  $t+1$ . Los resultados no son significativamente distintos.

## 2. Resultados para las ecuaciones de oferta<sup>16</sup>

Los resultados de la estimación de las funciones de oferta para los tres tipos de depósitos considerados son los siguientes (las cifras entre paréntesis muestran los estadísticos t; el superíndice v denota depósitos a la vista, CP depósitos a corto plazo –entre tres y seis meses–, y LP depósitos a más de 12 meses):

$$\begin{aligned} \text{Ln } D^V &= 0,0086 + 0,1530 * \text{Ln } r^V + 0,2119 * \text{Ln } r^{LP} \\ &\quad (3,1904) \quad (2,0320) \quad (1,2789) \\ R^2 &= 0,14 \quad DW = 1,99 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Ln } D^{CP} &= 0,0153 + 0,0633 * \text{Ln } r^{CP} - 0,1593 * \text{Ln } r^V + 0,2397 * \text{Ln } D^{CP} (-1) \\ &\quad (3,2032) \quad (0,6007) \quad (-1,4601) \quad (1,7825) \\ R^2 &= 0,04 \quad DW^{17} = 1,78 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Ln } D^{LP} &= -0,0061 + 0,3558 * \text{Ln } r^{LP} + 0,1020 * \text{Ln } r^V + 0,4771 * \text{Ln } D^{LP} (-1) \\ &\quad (-2,1789) \quad (2,0099) \quad (1,0563) \quad (2,9602) \\ \text{AR}(1) &= -0,3228 \quad R^2 = 0,18 \quad DW = 1,91 \\ &\quad (-1,8142) \end{aligned}$$

Siendo la matriz de correlaciones estimada la siguiente:

$$\rho_{(V, CP)} = -0,086 \quad ; \quad \rho_{(CP, LP)} = -0,412 \quad ; \quad \rho_{(V, LP)} = -0,052.$$

La estimación de la función de oferta presenta unos resultados aceptables para los depósitos a la vista y los depósitos a largo plazo, pero no así para los depósitos a corto plazo. La elasticidad precio para los depósitos a la vista es de 0,15, y de 0,36 para los depósitos a largo plazo. Para el caso de los depósitos a corto plazo, la elasticidad parece ser menor, si bien el parámetro no se ha estimado con precisión.

La variable dependiente retardada es significativa en los depósitos a plazo, en particular para el caso del largo plazo (es preciso indicar aquí que para los depósitos a corto plazo otras estructuras de retrasos son tanto o más significativas, y que ligeros cambios en la muestra conducen a un parámetro claramente significativo). La variable retardada no se incluye para los depósitos a la vista, puesto que en ningún caso es estadísticamente relevante.

Las estimaciones obtenidas en este estudio indican, por lo general, una baja sensibilidad de los depósitos ante cambios en los tipos de interés, y concuerdan con las obtenidas en otros trabajos tanto para el sistema bancario español como para otros países.

En el caso español, Bacchetta y Caminal (1992) consideran también el período 1988-1991 y estiman (en primeras diferencias) funciones de oferta lineales para depósitos a la vista y depósitos de ahorro de la banca privada en las que el regresor es el diferencial del

<sup>16</sup> La estimación del modelo (9)-(10) puede estar sometida a diversos errores de especificación que es preciso discutir con cierto detalle. En concreto (véase Apéndice 2), se han analizado los posibles problemas de simultaneidad presentes en el modelo, así como el error de medida en que puede incurrirse al usar el tipo implícito como variable que refleja el tipo de interés esperado

<sup>17</sup> Tanto para la ecuación de corto plazo como la del largo plazo, la presencia de una variable retardada invalida el test de Durbin Watson. Se calculó en ambos casos el test H de Durbin. La correlación estimada mediante los residuos de mínimos cuadrados ordinarios fue de 0,1135 en el primer caso y de -0,3323 en el segundo. Los valores del test H de Durbin fueron 2,33 y -4,81, respectivamente. Se decidió corregir la autocorrelación para la ecuación de depósitos a largo plazo, puesto que para la ecuación de corto plazo el parámetro estimado corrigiendo por autocorrelación no era significativo, y tampoco se alteraban el resto de parámetros. La corrección simultánea de ambos problemas de autocorrelación no permitía estimar el modelo de manera simultánea (no fue posible obtener convergencia en el procedimiento numérico).

tipo de interés respectivo en relación al tipo de interés de los depósitos a plazo. En la media muestral, la elasticidad estimada para los depósitos a la vista se sitúa alrededor de 0,3 para los depósitos a la vista, y de 0,06 para los depósitos de ahorro, si bien en este último caso el parámetro no es estadísticamente distinto de cero (cálculos propios a partir de los parámetros estimados por Bacchetta y Caminal).

En el modelo estimado por Coello (1992), la elasticidad estimada es inferior: 0,0012<sup>18</sup>. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que se refiere al conjunto de los depósitos del sistema bancario, y que por tanto no es sorprendente que sea menor que la que corresponde a un solo tipo de pasivo financiero<sup>19</sup>.

Por último, para el caso del mercado belga de depósitos de ahorro, Dermine (1984) obtiene una elasticidad de 0,08. Este resultado corresponde a una estimación efectuada en niveles con una forma funcional lineal en logaritmos introduciendo como regresor la variable retardada<sup>20</sup>.

En conjunto, pues, obtenemos unos resultados consistentes con la bibliografía que pueden ser útiles para evaluar la magnitud del parámetro de conducta que se estima en las relaciones de demanda.

### 3. Resultados para las ecuaciones de demanda

Los resultados de la estimación del sistema de ecuaciones de demanda son los siguientes:

$$r^V = 0,1299 * i^3 + 0,0779 * IMPL$$

$$(0,6631) \quad (0,5644)$$

$$R^2 = 0,07 \quad DW = 2,34$$

$$r^{CP} = 0,9290 * i^3 - 0,2823 * IMPL + 0,0425 * FAS + 0,4603 * DUM$$

$$(4,7007) \quad (-2,0294) \quad (0,5191) \quad (1,5622)$$

$$R^2 = 0,42 \quad DW = 2,36$$

$$r^{LP} = 0,2530 * i^6 - 0,0728 * IMPL + 0,368 * FAS + 0,0568 * DUM$$

$$(2,0161) \quad (-0,7768) \quad (0,8395) \quad (0,3596)$$

$$R^2 = 0,16 \quad DW = 1,98$$

donde  $i^3$  e  $i^6$  son, respectivamente, los tipos interbancarios netos a tres y seis meses; IMPL es el tipo implícito, y la variable DUM es una variable ficticia correspondiente al mes de febrero de 1992, que se ha incluido para reflejar el anuncio de la reducción progresiva de los coeficientes de inversión obligatoria.

La matriz de correlaciones estimada para este nuevo sistema de ecuaciones es la siguiente:

$$\rho_{(V, CP)} = -0,024 ; \quad \rho_{(CP, LP)} = 0,119 ; \quad \rho_{(V, LP)} = 0,201$$

<sup>18</sup> La elasticidad estimada para el mercado de préstamos de Uruguay por Spiller y Favaro es de 0,2273.

<sup>19</sup> El ahorro en su conjunto puede ser escasamente sensible al tipo de interés, pero no así la colocación de dicho ahorro entre los distintos activos financieros disponibles.

<sup>20</sup> Dermine argumenta que esta es una estimación de la elasticidad a corto plazo. Puesto que el coeficiente de la variable endógena retardada es 0,9, el autor concluye que la correspondiente elasticidad a largo plazo es igual a  $0,08/(1-0,9)$ , es decir, 0,8. Sin embargo, en el presente estudio esta distinción carece de sentido. Si se estima el modelo en niveles, se obtiene un parámetro de elasticidad parecido, puesto que es preciso corregir por una autocorrelación casi perfecta de los errores.

La estimación de las funciones de demanda es satisfactoria en el caso de los depósitos a plazo, pero no así en el de los depósitos a la vista. El parámetro del tipo interbancario neto es cercano a la unidad para los depósitos a corto plazo, y significativamente distinto de cero, aunque sustancialmente menor en magnitud para los depósitos a largo.

A su vez, el parámetro del tipo de interés esperado es negativo para ambos tipos de depósitos, aunque sólo sea significativo en el caso de los depósitos a corto plazo. Ello significa que la no inclusión de este regresor, que está correlacionado positivamente con  $i^3$ , podría llevar a sesgos significativos en la estimación del poder de mercado (infraestimando el valor de dicho parámetro y aumentando la probabilidad de rechazar la hipótesis nula de ausencia de poder de mercado).

Por lo que respecta al resto de variables explicativas, los resultados no han indicado que jueguen un papel relevante como factores explicativos del cambio en los tipos de interés de pasivo (de hecho, la variable OCUP ya no se incluyó en la estimación simultánea).

Los resultados de la estimación de las funciones de demanda ya indican la existencia de distintos grados de competencia en los diversos mercados considerados. Sin embargo, es preciso evaluar las estimaciones de  $\mu$  en conjunción con las restricciones impuestas por los resultados de la estimación de las ecuaciones de oferta ( $\mu$  puede oscilar entre el  $\varepsilon/(1+\varepsilon)$  y  $\phi/(1+\phi)$ , donde  $\phi$  es la elasticidad estimada). Sin embargo, puesto que no se ha estimado el parámetro  $\varepsilon$ , la interpretación de los resultados no puede efectuarse únicamente en términos de la conducta de las entidades, y la existencia o ausencia de poder de mercado podrá deberse también al grado de diferenciación del producto.

Para el caso de los depósitos a la vista, la función de oferta se estima con bastante precisión y ello supone que el parámetro de conducta tiene como límite inferior  $0,13 = [0,15/(1+0,15)]$ . Si bien la estimación de la relación de demanda no tiene la calidad deseada, el parámetro estimado, 0,129, es muy cercano al mencionado límite. Como ya hemos dicho, la conclusión de que existe poder de mercado no necesariamente supone que exista colusión. El valor de  $\mu$  puede ser consistente con comportamiento a la Bertrand, con un grado de diferenciación del producto muy alto ( $\varepsilon$  prácticamente igual a  $\phi$ ).

En los depósitos a corto plazo ocurre la situación contraria. La estimación de  $\mu$  es buena y cercana a la unidad. Por su parte, la elasticidad de la función de oferta implica que el límite inferior para el parámetro estimado es 0,06. Es obvio que aun a pesar de que la estimación de este límite inferior es imprecisa, para que la estimación de  $\mu$  correspondiera a un comportamiento poco competitivo, la elasticidad de la función de oferta debería ser mucho mayor de la estimada en éste o en otros estudios.

Finalmente, para los depósitos a plazo, ambos parámetros se estiman con precisión y el valor obtenido para  $\mu$  se sitúa de nuevo alrededor del límite inferior del rango de valores posibles ( $0,26=0,35/1,35$ ), indicando por tanto un comportamiento colusivo (o, de nuevo, una diferenciación del producto muy alta).

## Conclusiones

Este artículo ha abordado la cuestión del grado de monopolio en el sector bancario español evaluando el nivel de competencia en algunos de los mercados de pasivo de la banca española. El estudio se ha fundado en datos mensuales correspondientes a los años 1988-1991, período en el que la banca española ha sido objeto de un fuerte proceso de desregulación y que ha registrado un aumento aparente del grado de rivalidad del sector. Este estudio trata precisamente de evaluar de una manera formal, y para determinados segmentos del mercado, ese aumento de la competencia.

El análisis empírico se ha fundado en un modelo del sector bancario que incorpora aspectos dinámicos de la competencia. En banca, las entidades compiten por cuota de mercado, dado que la existencia de costes de sustitución y otros factores competitivos configuran la consecución de una amplia base de clientes como un aspecto básico de la competencia. En términos del modelo estimado, ello supone que las políticas de precios de las entidades dependen no sólo del coste de oportunidad de los fondos corrientes, sino también de los costes futuros. Esta relación entre tipos interbancarios esperados y la fijación de los tipos corrientes, modifica la relación habitual entre el tipo interbancario y el *mark-up*, y debe ser tenida en cuenta en la estimación del poder de mercado mediante la evaluación de este último indicador.

Las estimaciones econométricas presentadas en este artículo adolecen de diversas limitaciones que se deben precisar. Al objeto de fundamentar el modelo a estimar en un modelo formal de la competencia bancaria y dada la limitación de datos existentes, ha sido preciso utilizar datos referentes al conjunto de la banca privada, y no se han incorporado las cajas de ahorros ni se ha tenido en cuenta la posible segmentación del mercado español por zonas geográficas. Asimismo, el enfoque utilizado ha supuesto estimar un único parámetro de conducta para todo el período considerado, o bien estimar un comportamiento promedio para el período en cuestión. De hecho, dada la evolución de los acontecimientos en el sector, hubiera sido de gran interés la estimación del modelo para dos períodos, teniendo como punto de separación el inicio de la guerra de las supercuentas a finales de 1989.

Aun teniendo en cuenta estas limitaciones y el reducido período que cubren los datos disponibles, los resultados son lo suficientemente robustos para presentar las siguientes conclusiones.

En primer lugar, el nivel de competencia en el mercado de depósitos a corto plazo parece ser muy elevado, mientras que ello no es así para los mercados de depósitos a la vista y de depósitos a largo plazo. Los distintos niveles de competencia detectados en el presente estudio pueden ser consecuencia tanto del comportamiento (más o menos colusivo) de las entidades como de la diversidad en el grado de diferenciación de los productos considerados.

Los resultados de este estudio para los mercados de depósitos a la vista y depósitos a largo plazo difieren de los resultados de competencia obtenidos en anteriores trabajos (Gual y Ricart, 1990, y Coello, 1992). Nuestros resultados de comportamiento poco competitivo están asociados a la consideración individualizada de distintos mercados, lo cual podría tener claras repercusiones en la implantación de políticas de defensa de la competencia en banca. Al analizar mercados muy específicos es tal vez cuando es posible detectar, o bien comportamientos poco competitivos, que pueden derivarse de la introducción de costes de sustitución artificiales, difícilmente identificables si se analizan mercados más agregados, o, alternativamente, grados diversos de diferenciación del producto.

En segundo lugar, y aunque en modo menos concluyente, el tipo de interés interbancario esperado juega un papel significativo en la fijación de los precios a corto, en particular en los mercados más competitivos. El efecto de cambios en el tipo interbancario futuro es de signo contrario al efecto de cambios en el tipo de interés corriente. Es decir, ante aumentos del tipo futuro que, por tanto, disminuyen el valor actual de la cuota de mercado futura, las entidades reaccionan bajando los tipos corrientes en un intento de aprovechar la cuota de mercado en el período corriente. Este efecto del tipo de interés futuro supone que si los tipos corrientes y los tipos esperados aumentan en la misma proporción, es decir, el tipo de interés aumenta de un modo permanente, las entidades trasladan una menor parte de dicho incremento a sus tipos de pasivo que si el aumento fuera únicamente temporal. Este efecto contribuye a aumentar la rigidez de los tipos de interés ante cambios permanentes de los tipos interbancarios. Constituye, además, un efecto que –si es significativo– supone que su exclusión origina estimaciones del poder de mercado sesgadas al alza, puesto que se infraestima el parámetro  $\mu$ .

El resultado sobre el nivel de competencia en los distintos mercados es aparentemente sorprendente, puesto que la relación entre plazo y nivel de competencia no es monótona. Se comprende, sin embargo, si se considera el distinto carácter de los contratos de cuenta corriente y de depósitos a plazo. La diferenciación del producto no es la misma en los tres mercados. La escasa competencia en los depósitos a la vista puede obedecer al fuerte coste de sustitución en el que incurren los clientes para modificar sus relaciones contractuales cuando observan modificaciones en los tipos de interés. En cuanto a los depósitos a plazo, la fuerte competencia en los plazos cortos en relación a los largos puede ser debida a que se trata de dos mercados muy segmentados, con perfiles de clientes no comparables, predominando empresas e inversores institucionales en el mercado a corto, y un mayor número de clientes particulares en el mercado a largo. El mercado a corto sería entonces un mercado de tipo mayorista, con un producto más homogéneo, con una mayor información entre los clientes y una menor fidelidad de los mismos, en el que participaría un elevado número de competidores con operaciones de gran volumen.

## Apéndice 1

**El modelo teórico con dos períodos**

Considérese un modelo con dos bancos, A y B, y únicamente dos períodos, 1 y 2. Suponemos que las empresas compiten únicamente en el mercado de pasivo y que existe un mercado interbancario perfectamente competitivo. Asimismo, suponemos que las empresas no incurren en costes operativos.

Los beneficios totales de la empresa A, que denotamos por  $\Pi_A$ , son los beneficios correspondientes a los dos períodos  $\Pi_A^1$  y  $\Pi_A^2$ , valorados en el período 1:

$$\Pi_A = \Pi_A^1(r_A, r_B, i^1) + (1/(1+i^2)) \Pi_A^2(\sigma_A(r_A, r_B), i^2) \quad (A1)$$

donde  $r_A$  y  $r_B$  son los tipos de interés de las dos entidades;  $i^1$  es el tipo de interés en el mercado interbancario e  $i^2$  es el tipo de interés del período 2 en dicho mercado que se espera en el período 1.  $\sigma_A(r_A, r_B)$  es la cuota de mercado de la entidad A en el primer período.

Suponemos, por tanto, que las empresas no compiten en precios en el segundo período, sino que el precio está dado exógenamente y los beneficios del segundo período dependen únicamente del tipo de interés interbancario  $i^2$  y de la cuota obtenida en el primer período (Froot y Klemperer, pág. 640, sobre las condiciones iniciales, y Klemperer, 1992, pág. 10, y Froot y Klemperer, 1989, pág. 644, sobre el uso de dos períodos en lugar de un modelo multiperíodo).

Los beneficios del primer período dependen de los tipos de interés de ambas entidades y del ingreso marginal que se obtiene colocando los fondos en el mercado interbancario al tipo de interés  $i^1$ . Es decir,  $\Pi_A^1(r_A, r_B, i^1) = (i^1 - r_A) D_A(r_A, r_B)$

donde  $D_A$  es la oferta de depósitos dados los tipos de interés de ambas entidades y donde:

$$\left( \frac{\partial D_A}{\partial r_A} \right) > 0 \quad \text{y} \quad \left( \frac{\partial D_A}{\partial r_B} \right) < 0$$

El modelo incorpora de un modo genérico el efecto de los costes de sustitución mediante el papel que juega la cuota de mercado obtenida en el primer período en la determinación de los beneficios del segundo período. Se supone por ello que:

$$(\partial \Pi_A^2 / \partial \sigma_A) > 0 \quad \text{y} \quad (\partial \sigma_A / \partial r_A) > 0 \quad (A2)$$

Es decir, un aumento en la cuota de mercado en el primer período puede obtenerse mediante un aumento del tipo de interés, y redundará, en última instancia, en una mayor rentabilidad en el segundo período.

Nótese que la condición de primer orden para la maximización de la expresión (A1) es la siguiente:

$$(\partial \Pi_A^1 / \partial r_A) + (1/(1+i^2)) (\partial \Pi_A^2 / \partial \sigma_A) (\partial \sigma_A / \partial r_A) = 0 \quad (A3)$$

Dado el supuesto de la expresión (A2), ello implica que  $(\partial \Pi_A^1 / \partial r_A) < 0$ , y que en comparación al modelo estático (en el que  $(\partial \Pi_A^1 / \partial r_A) = 0$ ), las empresas aumentan los tipos de interés en el primer período con objeto de aumentar su cuota de mercado.

## Apéndice 1 (continuación)

La estática comparativa para analizar el impacto de cambios en  $i^1$  e  $i^2$  en los tipos de interés de equilibrio exige la diferenciación total de las condiciones de primer orden. Con los supuestos habituales en cuanto a las condiciones de segundo orden y a los signos de las funciones de reacción de las entidades<sup>21</sup>, y para el caso de dos bancos, el signo de  $\frac{dr_A}{di^1}$  y  $\frac{dr_A}{di^2}$  puede obtenerse del siguiente modo:

$$\text{signo}\left(\frac{dr_A}{di^1}\right) = \text{signo}\left(\frac{\delta\left(\frac{\partial\Pi_A}{\partial r_A}\right)}{\delta i^1}\right) = \text{signo}\left(\frac{\delta\left(\frac{\partial\Pi_A}{\partial i^1}\right)}{\delta r_A}\right) = \text{signo}\left(\frac{\partial D_A}{\partial r_A}\right) > 0$$

Es decir, el signo del cambio del tipo de pasivo corriente ante cambios en el interbancario corriente es positivo, al igual que ocurre en el caso del modelo estático<sup>22</sup>.

$$\begin{aligned} \text{signo}\left(\frac{dr_A}{di^2}\right) &= \text{signo}\left(\frac{\partial\left(\frac{\partial\Pi_A}{\partial r_A}\right)}{\partial i^2}\right) = \text{signo}\left(\frac{\partial\left(\frac{\partial\Pi_A}{\partial i^2}\right)}{\partial r_A}\right) = \\ &= \text{signo}\left(- (1+i^2)^{-2}\left(\frac{\partial\Pi_A^2}{\partial r_A}\right) + (1+i^2)^{-1}\left(\frac{\partial^2\Pi_A^2}{\partial i^2\partial r_A}\right)\right) \end{aligned}$$

*Efecto..tipo..de..interés*

$$\text{signo}\left(- (1+i^2)^{-2}\left(\frac{\partial\Pi_A^2}{\partial r_A}\right)\right) < 0$$

*efecto..cuota..de..mercado*

$$\text{signo}\left((1+i^2)^{-1}\left(\frac{\partial^2\Pi_A^2}{\partial i^2\partial r_A}\right)\right) > 0$$

Por contra, el signo de la reacción del tipo de pasivo corriente ante cambios en el interbancario futuro es indeterminado, ya que el efecto tipo de interés es negativo, y el efecto cuota de mercado es positivo. De hecho, el impacto global puede ser negativo si el efecto tipo de interés (debido a lo cual los flujos futuros pierden valor actual al aumentar el tipo de interés esperado), supera al efecto cuota de mercado, que tiene un signo positivo<sup>23</sup>.

<sup>21</sup> La derivación detallada es estándar y se omite por brevedad.

<sup>22</sup> En Gual (1992) esta expresión incluye un efecto tipo de interés de signo negativo, por lo que aumentos en el tipo de interés corriente conllevan un aumento del tipo de pasivo menor que en el caso estático. En aquel modelo se considera que el factor de descuento es función (negativa) no sólo del tipo futuro (como en el presente modelo), sino también función positiva del tipo corriente. Este supuesto refleja que cambios en el perfil temporal del tipo de interés provocan desplazamientos intertemporales de los flujos de beneficios. Tal y como indican Froot y Klemperer (1989, pág. 642), este tipo de efecto surge en cualquier modelo en el que este tipo de desplazamientos intertemporales puedan tener lugar.

<sup>23</sup> De nuevo, este resultado difiere del que se obtiene en Gual (1992). En aquel trabajo se supone que aumentos en el tipo futuro ocasionan un efecto tipo de interés de signo positivo, opuesto al causado por aumentos en el tipo interbancario corriente. En dicho modelo, a diferencia del presentado en este artículo, se están considerando de hecho tres períodos, y valorando los beneficios en el momento 0 ante cambios alternativos en los tipos de interés en los períodos 1 y 2.

## Apéndice 2

**Análisis de la especificación del modelo**

El uso del tipo implícito como estimador del tipo esperado se fundamenta en la hipótesis de las expectativas. En el supuesto de que dicha hipótesis no se cumpla, el uso del tipo implícito en la regresión (10) puede conducir a una estimación inconsistente del parámetro de interés. Para comprobar este extremo, se ha efectuado un contraste que permite evaluar la presencia de este problema.

Si la hipótesis de las expectativas no se cumple, el tipo implícito es un estimador sesgado del tipo esperado y existe una prima por la liquidez que puede ser función de diversas variables. Freixas y Novales (1992) han mostrado que la magnitud de la prima de liquidez depende de la volatilidad de los tipos de interés. De este modo, esta variable constituye un instrumento idóneo para contrastar la existencia de un posible error en la medida originado en (10) por la inclusión del tipo implícito.

Para realizar el contraste se efectúa una regresión del tipo implícito con un índice de volatilidad (VOL<sup>24</sup>) con los siguientes resultados (las cifras entre paréntesis son estadísticos t, y se corrige por autocorrelación de orden 1).

$$\text{IMPL} = 13,5425 + 0,3738 * \text{VOL}$$

$$(7,5569) (2,2779) \quad R^2 = 0,91 \quad \text{ARI} = 0,96 \quad \text{DW} = 1,04$$

Los residuos de esta regresión se incorporan (en primeras diferencias, variable RES1) como regresores a la ecuación (10), y el contraste del posible error de especificación consiste en comprobar que el parámetro de la nueva variable no es estadísticamente distinto de cero<sup>25</sup>. Los resultados de la regresión son los siguientes:

$$i^{\text{CP}} = 0,9066 * i^3 - 0,2150 * \text{IMPL} - 0,1033 * \text{RES1}$$

$$(4,3868) \quad (-1,3778) \quad (-1,0513)$$

que comporta la introducción de errores de especificación que puedan poner en duda la validez de los valores obtenidos para los parámetros relevantes.

En cuanto a la posible existencia de simultaneidad, el modelo utilizado puede plantear dos tipos de problemas. En primer lugar, si se acepta el carácter recursivo del modelo gracias a la exclusión del volumen de depósitos de la relación de demanda, la simultaneidad puede ser un problema en la medida en que el tipo de interés de la ecuación de oferta esté correlacionado con el término de error de dicha ecuación debido a una correlación entre los errores de las ecuaciones de oferta y demanda. Para contrastar este extremo, se ha procedido a un sencillo test de simultaneidad<sup>26</sup>, que se puede llevar a cabo añadiendo en la ecuación oferta los residuos obtenidos en la ecuación de demanda (RES2). Los resultados muestran que esta nueva variable no es significativamente distinta de cero, por lo que se puede aceptar la hipótesis nula de ausencia de simultaneidad.

---

<sup>24</sup> Siguiendo a Freixas y Novales (1992), esta variable se construye como la desviación típica de los seis meses siguientes al período en consideración. La variable no se utiliza en niveles, sino como desviación respecto a la media muestral.

<sup>25</sup> Esta es una aplicación del test de Hausmann, véase Pindyck y Rubinfeld (1991), página 174 y siguientes.

<sup>26</sup> Una variante del contraste de especificación de Hausman, véase Pindyck y Rubinfeld (1991), págs. 303-304.

## Apéndice 2 (continuación)

Para el caso de los depósitos a corto plazo, la regresión resultante es la siguiente:

$$\ln D^{CP} = 0,0155 + 0,1825 * \ln i^3 - 0,1456 * \ln i^v + 0,1996 * \ln D_{-1}^{CP} - 0,0152 * RES2$$

(2,8999) (0,9319)      (-1,1370)      (1,2025)      (-0,6585)

Para los depósitos a largo, al existir correlación serial es preciso obtener la variable para efectuar el test de simultaneidad (RES3) estimando la forma reducida del tipo de interés a largo, en la que además de las variables exógenas es preciso considerar el propio tipo de interés con retardo, así como la variable  $D^{CP}$  con dos retardos. Ello nos conduce a los siguientes resultados:

$$\ln D^{LP} = -0,0070 + 0,3515 * \ln i^{LP} + 0,0697 * \ln i^v + 0,4130 * \ln D_{-1}^{LP} + 0,0108 * RES3$$

(-1,9710) (-0,7764)      (0,6563)      (1,8797)      (0,2163)

$$AR1 = -0,2216 (-0,9319)$$

Por último, la exclusión de  $D_t$  como regresor en la ecuación (10) del sistema (9)-(10) podría constituir un grave error de especificación, que surgiría no sólo si no se cumplen los supuestos sobre la forma de la función de valor antes introducidos, sino también si la función de oferta de depósitos no es de elasticidad constante. Para contrastar la exclusión de  $D_t$  de las relaciones de demanda, se añadió esta variable, y las ecuaciones de demanda se estimaron por mínimos cuadrados ordinarios y por mínimos cuadrados bietápicos al objeto de tener en cuenta la simultaneidad y la posible correlación entre  $D_t$  y el término de error. Para la demanda de depósitos a la vista y para los depósitos a largo plazo, la variable era significativa con mínimos cuadrados ordinarios, pero no así cuando se corregía la correlación entre la variable y el término de error y se estimaba por mínimos cuadrados bietápicos. En el caso de los depósitos a corto plazo, el parámetro correspondiente no fue significativamente distinto de cero, por lo que no se pudo rechazar la especificación planteada, que conlleva la no inclusión de  $D_t$  en la ecuación de demanda.

## Referencias

- Bacchetta, P. y R. Caminal (1992), «Reducing the implicit taxation on the Spanish banking system: who gains and who loses», *Papers ESADE*, nº 88, octubre.
- Bresnahan, T. (1989), «Industries with market power», *Handbook of Industrial Organization*, ed. por Schmalensee y Willig, North Holland, Amsterdam.
- Calem, P. y G. Carlino (1991), «The Concentration/Conduct Relationship in Bank Deposit Markets», *The Review of Economics and Statistics*, vol. 73, nº 2, mayo.
- Coello, J. (1992), «¿Son las cajas y los bancos estratégicamente equivalentes?», Centro de Estudios Monetarios y Financieros, Madrid (mecanografiado).
- Dermine, J. (1984), «Pricing Policies of Financial Intermediaries», Springer Verlag, Berlín.
- Dixit, A. y J. Stiglitz (1977), «Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity», *American Economic Review*, 7, págs. 297-308.
- Freixas, X. (1992), «Estructura temporal de los tipos de interés: hipótesis teóricas y resultados empíricos», *Investigaciones Económicas*, vol. XVI, nº 2, mayo.
- Freixas, X. y A. Novales (1992), «Primas de riesgo y cambio de hábitat», *Revista Española de Economía*, 2a época, número monográfico, «Mercados Financieros Españoles», págs. 135-162.
- Froot, K. y P. Klemperer (1989), «Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters», *American Economic Review*, vol. 79, nº 4, septiembre, págs. 637-652.
- Gual, J. (1992), «La competencia en el sector bancario español», Fundación BBV, Bilbao.
- Gual, J. y J. E. Ricart (1990), «Poder de mercado en la captación de depósitos a plazo en el sector bancario español», en X. Vives y J. Gual (ed.), «Concentración empresarial y competitividad: España en la CEE», Ariel, Barcelona.
- Hannan, T. y A. Berger (1991), «The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry», *American Economic Review*, 81, septiembre.
- Klemperer, P. (1992), «Competition when Consumers have Switching Costs: an Overview», CEPR Discussion Paper No 704.
- Lorences, J. (1991), «Grado de monopolio de la banca española», documento de trabajo nº 91-07, Fundación Empresa Pública, Madrid.
- Neumann y S. Sharpe (1992), «Market Structure and the Nature of Price Rigidity: Evidence from the Market from Consumer Deposits», *Quarterly Journal of Economics*, mayo.
- Pindyck, R. y D. Rubinfeld (1991), «Econometric Models and Economic Forecasts», 3ª ed., McGraw-Hill.
- Sastre, M.T. (1991), «La determinación de los tipos de interés activos y pasivos de bancos y cajas de ahorros», *Estudios Económicos*, nº 45, Banco de España, Servicio de Estudios, Madrid.
- Schmalensee, R. (1989), «Inter-Industry Studies of Structure and Performance», *Handbook of Industrial Organization*, ed. por Schmalensee y Willig, North Holland, Amsterdam.

Spiller, P. y E. Favaro (1984), «The effects of entry regulation on oligopolistic interaction: the Uruguayan banking sector», *Rand Journal of Economics*, vol. 15, n° 2, verano, págs. 244-254.

Van Home, J. (1984), «Financial Markets Rates and Flows», 2ª ed., Prentice Hall.

Venables, A. J. y A. Smith (1988), «Completing the internal market in the European Community», *European Economic Review*, n° 32, págs. 1.501-1.525.