

# **Competencia *versus* poder de mercado en la banca española**

**Joaquín Maudos**

**Francisco Pérez**

*Ivie y Universitat de València*

Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (Ivie). C/ Guardia civil, 22, Esc. 2, 11, 46020 -Valencia- Fax: 96 393 08 56. Email: joaquin.maudos@ivie.es

Universitat de València. Departamento de Análisis Económico. Edificio departamental oriental, Avda. de los Naranjos, s/n. 46022 -Valencia- Fax: 96 382 82 49

\*Los autores agradecen los comentarios de dos evaluadores anónimos así como la información facilitada por el Ivie para la elaboración del trabajo. El trabajo se enmarca en los proyectos del Ministerio de Ciencia y Tecnología (SEC2001-2950 y SEC2002-03375) y de la Generalitat Valenciana (CTIDIB/2002/209). Joaquín Maudos agradece la financiación de la Fundación BBVA en su primera convocatoria de “Ayudas a la investigación en Economía, Demografía y Estudios de Población, y Estudios Europeos”.

## **Resumen**

Este trabajo analiza el grado de competencia de los bancos y cajas de ahorros españolas en el periodo 1992-2001 utilizando dos instrumentos de la economía industrial: el índice de Lerner y el contraste de Panzar y Rosse (1987). El índice de Lerner muestra diferencias en el poder de mercado tanto entre cajas y bancos como por grupos de especialización. Su evolución en el tiempo muestra un aumento del poder de mercado a partir de 1996. El contraste de Panzar y Rosse no permite rechazar la hipótesis de competencia monopolista ni en cajas, ni en bancos, ni en los distintos grupos de especialización. En consecuencia, no se obtiene evidencia favorable a la hipótesis de crecimiento del grado de competencia en el sector bancario español en los últimos años.

Palabras clave: competencia, poder de mercado, especialización, sector bancario

## **Abstract**

This paper analyses the degree of competition among banks and savings banks during the 1992-2001 period using two industrial economics tools: the Lerner's index and the Panzar and Rosse contrast (1987). Lerner's index shows differences in the market power between savings banks and banks, and between different groups of specialization. Its time evolution shows an increase in market power since 1996. Panzar and Rosse's contrast does not allow to reject the monopolistic competition hypothesis neither of savings banks nor banks nor groups of specialisation. Therefore, there is no favourable evidence of a growth hypotheses of the competition degree in the Spanish banking sector during the last years.

Key words: competition, market power, specialisation, banking sector

JEL: D40, G21, L10

## 1. Introducción

El sector bancario español ha estado sometido en los últimos años a continuos cambios motivados por factores como la implantación de nuevas tecnologías, la globalización de la economía, la desregulación, la integración económica, etc. Estos cambios han supuesto un auténtico cambio estructural en las condiciones en las que compiten las empresas y también un fuerte proceso de concentración, siendo generalizada, si bien no unánime, la opinión de que se ha producido un crecimiento en los niveles de competencia<sup>1</sup>.

El periodo analizado en este trabajo comprende los años 1992-2001. Si bien con anterioridad al mismo ya se adoptaron diversas medidas conducentes a la liberalización del sector (libertad de tipos, eliminación de coeficientes de inversión obligatoria, libertad de apertura de oficinas, reducción del coeficiente de caja, libertad de entrada a la banca extranjera), durante los noventa continua el proceso liberalizador con la plena libertad de movimientos de capital (1992), modificación de la normativa sobre recursos propios (1993), las directivas sobre el ratio de solvencia (1993), la implantación en España de la segunda Directiva Bancaria (1994), etc. Si bien dichas medidas han reducido las barreras de entrada disfrutadas por las empresas, ello no implica, necesariamente, que se hayan eliminado por completo las rentas de monopolio. El objetivo de este artículo es profundizar en este aspecto, distinguiendo la situación de diferentes grupos institucionales (cajas y bancos) y de diferentes grupos de especialización.

La economía industrial ha desarrollado instrumentos que permiten contrastar el grado de competencia de los mercados. En base a dichos instrumentos, la literatura bancaria ha contrastado el grado de competencia del sector mediante la estimación de variaciones conjeturales, de ecuaciones explicativas de la rentabilidad en torno al paradigma estructura-conducta-resultados y a la hipótesis de eficiencia, etc. Este trabajo emplea dos contrastes de competencia: la estimación del índice de Lerner a partir del cálculo de precios y costes marginales; y el contraste desarrollado por Panzar y Rosse (1987), basado en el grado de respuesta de los ingresos ante cambios en los precios de los factores de producción. La ventaja del índice de Lerner es que permite analizar la evolución temporal del grado de competencia con mayor detalle de lo que permiten otros contrastes de competencia. La del segundo, que permite discriminar entre distintos modelos de competencia.

La estimación de índices de Lerner como indicadores del grado de poder de mercado ha sido extensamente utilizada en el sector bancario. Destacan los trabajos de Shaffer (1993) para la banca canadiense, Ribon y Yosha (1999) para el caso de Israel, y Angelini y Cetorelli (1999)

para la banca italiana. En el caso del sector bancario español, tan sólo el trabajo de Carbó et al. (2003) estima índices de Lerner para el periodo 1986-99<sup>2</sup>.

El contraste propuesto por Panzar y Rosee (1987) ha sido aplicado en varios trabajos al sector bancario. Molyneux et al. (1994) y Bikker y Groeneveld (1998) lo aplican a varios sectores bancarios europeos<sup>3</sup>, extendiendo este contraste al caso de EE.UU, De Bandt y Davis (2000). Para sectores bancarios nacionales, Nathan y Naeve (1989) lo aplican en Canadá, y Vesala (1995) a una muestra de bancos finlandeses. Más recientemente, Bikker y Haaf (2002) miden la competencia a través del test de Panzar y Rosse en una muestra de 23 países (europeos y no europeos). Los trabajos de Molyneux et al. (1994), Bikker y Haaf (2002) y Carbó et al. (2003) consideran muestras de entidades españolas<sup>4</sup>.

El resto del trabajo se estructura de la forma siguiente. El apartado 2 describe brevemente los dos instrumentos utilizados. El apartado 3 presenta la muestra las variables, así como las formas funcionales estimadas. El apartado 4 muestra los resultados empíricos obtenidos tras la estimación del índice de Lerner y del estadístico H de Panzar y Rosse, distinguiendo los correspondientes a los grupos institucionales y de especialización. Finalmente, el apartado 5 presenta las conclusiones.

## **2. Metodología: el índice de Lerner y el contraste de Panzar y Rosse**

### *Índice de Lerner*

En el caso de la empresa bancaria, el modelo más utilizado a partir del cual se obtiene una expresión del índice de Lerner es el de competencia imperfecta de Monti-Klein<sup>5</sup>. Este modelo examina el comportamiento de un banco monopolístico enfrentado a una curva de demanda de préstamos de pendiente negativa  $P(r_p)$  y a una oferta de préstamos de pendiente positiva  $D(r_d)$ . Las variables de decisión del banco son  $P$  (volumen de préstamos) y  $D$  (volumen de depósitos), ya que se supone, por simplicidad, que el capital está dado. Se supone que el banco es precio aceptante en el mercado interbancario ( $r$ ), por lo que la función de beneficios objetivo a maximizar es la siguiente<sup>6</sup>:

$$\pi = \pi(P, D) = (r_p(P) - r)P + (r - r_d(D))D - C(P, D) \quad [1]$$

con lo que el beneficio es el margen de intermediación entre préstamos y depósitos menos los

costes de transformación  $C(P,D)$ . Las condiciones de primer orden con respecto a préstamos y depósitos son las siguientes:

$$\frac{\partial \pi}{\partial P} = r'_p(P)P + r_p - r - C'_p(P, D) = 0 \quad [2]$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial D} = -r'_d(D)D + r - r_d - C'_d(P, D) = 0 \quad [3]$$

La solución  $(r^*_p, r^*_d)$  de las ecuaciones (2) y (3) puede caracterizarse de la forma siguiente:

$$\frac{r^*_p - r - C'_p}{r^*_p} = \frac{1}{\epsilon_p} \quad [4]$$

$$\frac{r - C'_d - r^*_d}{r^*_d} = \frac{1}{\epsilon_d} \quad [5]$$

siendo  $\epsilon_p$  y  $\epsilon_d$  las elasticidades de demanda de préstamos y depósitos, respectivamente.

La extensión del modelo al caso oligopolista (N bancos), proporciona las mismas expresiones anteriores con la única diferencia de que las elasticidades aparecen multiplicadas por el número de empresas (N). Con esta adaptación, el modelo de Monti-Klein puede reinterpretarse como un modelo de competencia imperfecta con dos casos límite: monopolio (N=1) y competencia perfecta (N=infinito).

El modelo puede extenderse también de forma que recoja las condiciones competitivas a través de un parámetro que refleje las conjeturas sobre las respuestas de los competidores ( $\lambda$ ). En el caso de un oligopolio simétrico, la solución estándar es la siguiente<sup>7</sup>:

$$\frac{r^*_p - r - C'_p}{r^*_p} = \frac{1 + \lambda_p}{N_p \epsilon_p} \quad [6]$$

$$\frac{r - C'_d - r^*_d}{r^*_d} = \frac{1 + \lambda_d}{N_d \epsilon_d} \quad [7]$$

En esta formulación más general, el poder de mercado de las empresas depende tanto de las condiciones estructurales (número de empresas y elasticidad) como de las condiciones

competitivas de los mercados (conducta de las empresas).

El índice de Lerner representa en qué medida el poder de mercado del oferente le permite fijar un precio por encima del coste marginal, expresado este margen en proporción al precio. En el caso de la competencia perfecta, el valor del índice es cero, no existiendo poder de mercado. A partir de ese extremo, cuando menor sea la elasticidad de la demanda o el número de empresas, o mayor el parámetro  $\lambda$ , mayor será el poder de mercado para fijar un precio por encima del coste marginal. En consecuencia, el índice de Lerner de poder de mercado es un margen relativo que depende de la competencia (entendida como la conducta en las relaciones entre empresas) y las variables estructurales como el número de empresas (o concentración) y la elasticidad de la demanda.

Es importante mencionar que, si bien el margen absoluto (precio menos coste marginal) puede ser un indicador inmediato de las oportunidades de beneficio por unidad de producto para las empresas, el margen relativo (precio-coste marginal/precio) es el que mejor informa del nivel de eficiencia colectiva que se alcanza en el mercado. Como señalan Salas y Oroz (2001), es el margen relativo el apropiado para diagnosticar la evolución de la competencia por dos motivos: 1) porque los modelos de competencia oligopolista determinan una relación de equilibrio entre el margen relativo y las condiciones estructurales y competitivas del mercado; y 2) porque el margen relativo es el que mejor aproxima la pérdida de bienestar social debida a la existencia de poder de mercado.

La estimación del índice de Lerner derivada para la empresa bancaria presenta algunos problemas:

a) considera únicamente la intermediación tradicional préstamos-depósitos y no la actividad bancaria de prestación de servicios. El rápido crecimiento de este tipo de actividad en los últimos años ha implicado un cambio en la estructura de ingresos de las empresas bancarias, disminuyendo la importancia relativa de los ingresos netos financieros y aumentando la de los ingresos distintos de los intereses (comisiones, principalmente)<sup>8</sup>.

b) la estimación empírica de precios o de tipos de interés diferenciados para préstamos y depósitos no está exenta de problemas. Así, en el caso de los préstamos, la cuenta de resultados no ofrece de forma separada los ingresos financieros asociados a los préstamos, ya que aparecen englobados junto con otros productos financieros (renta fija, por ejemplo). En el caso de los depósitos, los costes financieros engloban otros productos de pasivo.

Por estos motivos, en este trabajo utilizamos un único indicador de la actividad bancaria. Como en Shaffer (1993) y Berg y Kim (1994), el output bancario se aproxima mediante el activo total de cada empresa. El supuesto de partida es que el flujo de bienes y servicios bancarios que se producen es proporcional al activo total de la entidad. Con esta aproximación es posible construir un precio y un coste marginal para el output bancario, estimando empíricamente el índice de Lerner con la siguiente expresión:

$$\frac{p - C'}{p} \quad [8]$$

donde  $p$  es el precio medio del activo y  $C'$  su coste marginal total (financiero y operativo).

### *Contraste de Panzar y Rosse*

Panzar y Rosse (1987), partiendo del supuesto de que las empresas operan en sus niveles de equilibrio de largo plazo<sup>9</sup>, muestran que en condiciones de competencia perfecta una variación proporcional en el precio de los factores de producción induce un cambio proporcional en los ingresos, ya que el output que minimiza los costes medios no varía<sup>10</sup> mientras que el precio del output varía en la misma proporción. En cambio, en competencia monopolística los ingresos crecen menos que proporcionalmente ante variaciones en el precio de los factores de producción, al ser inelástica la demanda a la que se enfrentan las empresas en el mercado de productos. En el caso extremo del monopolio, un crecimiento en el precio de los inputs incrementa los costes marginales, reduce el nivel de producción de equilibrio y consecuentemente, reduce los ingresos. Por tanto, la respuesta de los ingresos es nula e incluso negativa en el caso del monopolio.

Panzar y Rosse derivan un contraste de competencia a partir de la estimación de ecuaciones de ingresos en forma reducida. El estadístico  $H$ , creciente con el nivel de la competencia, se construye como suma de las elasticidades de los ingresos bancarios ante variaciones en el precio de los inputs. Un valor de  $H$  comprendido entre cero y uno supone la existencia de poder de mercado y competencia monopolística; un valor negativo no permite rechazar la existencia de una situación de monopolio<sup>11</sup>.

En el caso que nos ocupa, la estimación de una función de ingresos requiere hacer las siguientes consideraciones. En primer lugar, el fuerte crecimiento de los ingresos distintos del cobro de intereses de los últimos años, aconseja estimar una función de ingresos que debe incluir

tanto los financieros como los no financieros. En segundo lugar, en la producción bancaria no sólo se utilizan trabajo y capital físico, sino también recursos financieros, dada la intermediación financiera que realizan estas empresas.

Siguiendo a De Bandt y Davis (2000), la función de ingresos a estimar es la siguiente:

$$\log IT_{it} = \sum_{j=1}^3 \alpha_j \log w_{it}^j + \sum_{k=1}^2 \beta_k \log S_{it}^k + \sum_{n=1}^3 E_{it}^n + u_{it} \quad [9]$$

donde  $IT$ =ingresos totales (financieros y no financieros),  $w$  son los precios de los factores de producción (trabajo, fondos prestables y capital físico),  $S$  son variables de escala que miden el grado de utilización de la capacidad instalada al que opera cada empresa y  $E$  son variables exógenas específicas de cada banco que afectan a los ingresos (como la especialización productiva y el riesgo).

Una vez estimada la ecuación anterior, el contraste del grado de competencia se realiza a través de la suma de los parámetros que acompañan a los precios de los inputs:

$$H = \sum_{j=1}^3 \alpha_j \quad [10]$$

En las aplicaciones empíricas, rechazar la hipótesis de  $H \leq 0$  supone rechazar el modelo de monopolio; rechazar la hipótesis  $H \leq 1$  supone rechazar los tres modelos, mientras que si se rechazan simultáneamente las hipótesis de  $H \leq 0$  y  $H=1$  (pero no  $H \leq 1$ ), sólo el modelo de competencia monopolística (Chamberlain) es consistente con los datos.

### 3. Variables, muestra utilizada y aproximación empírica

La muestra utilizada está formada por un total de 1537 observaciones de cajas (506) y bancos (1031) en el periodo 1992-2001<sup>12</sup>. En el caso de las cajas de ahorros la muestra comprende la totalidad de las mismas. En el caso de los bancos se eliminan aquellas observaciones cuya información es de dudosa fiabilidad, si bien el activo total de la muestra de bancos representa un 99% del total de estas entidades.

Las variables utilizadas en la estimación de la función de ingresos son las siguientes:

-ingresos totales ( $IT$ ) = intereses y rendimientos asimilados+rendimiento de la cartera de

renta variable+comisiones netas+resultados de operaciones financieras+otros productos de explotación

- precio del trabajo ( $w1$ )= gastos de personal/total de empleados
- precio de los fondos prestables ( $w2$ )= (intereses y cargas asimiladas/fondos prestables)
- precio del capital físico ( $w3$ )= gastos de explotación distintos de personal/activos materiales
- fondos prestables=entidades de crédito(pasivo)+débitos a clientes+débitos representados por valores negociables+otros pasivos

Como variables de escala se utiliza el valor del activo total y el valor del inmovilizado.

Las variables que captan la especialización son dos: la ratio créditos/activo y la ratio depósitos/activo. Finalmente, para aproximar las diferencias de riesgo entre empresas se utiliza, siguiendo a Bikker y Haaf (2002), la ratio recursos propios/activo.

Los signos esperados para las variables de control que pueden afectar a la función de ingresos no están definidos en todos los casos<sup>13</sup>. Así, para las variables de escala se anticipa un signo positivo, pero para el resto de variables los signos son, en ocasiones, ambiguos.<sup>14</sup>

Con objeto de aprovechar la estructura de datos de panel de la muestra utilizada, el contraste del grado de competencia se realiza a partir de la estimación de la ecuación de ingresos introduciendo efectos fijos individuales que recogen la influencia de variables específicas de cada empresa. Adicionalmente, se introducen en la estimación efectos temporales que captan la influencia de factores comunes a todas las empresas y específicos de los distintos años del periodo analizado (por ejemplo, la influencia del ciclo económico sobre el nivel de ingresos).

Para el cálculo de los costes marginales se parte de una función de costes conjunta para cajas y bancos en la que se introducen efectos fijos con objeto de captar la influencia de variables específicas de cada empresa bancaria. Adicionalmente, se introduce una tendencia para recoger el efecto del cambio técnico, que desplaza la función de costes a lo largo del tiempo.

Para la medición del output bancario, el supuesto de partida es que el flujo de bienes y servicios bancarios que produce un banco es proporcional al activo total. El supuesto de un solo

output es condición necesaria para la derivación del modelo de Panzar y Rosse (1987). En consecuencia, el coste marginal estimado hace referencia al output total.

Dado que la utilización del activo total como proxy del output bancario no tiene en cuenta la creciente importancia de las operaciones fuera de balance – que generan ingresos vía comisiones-, se analiza la sensibilidad del índice de Lerner utilizando una definición ampliada del output bancario siguiendo el procedimiento de Boyd y Gertler (1994), que supone que los precios unitarios del output reflejado en el balance y del que no aparece en dicho balance son iguales<sup>15</sup>. Con este supuesto, el output ampliado se obtiene multiplicando el activo de cada entidad por un cociente que recoge el cambio en la estructura de ingresos<sup>16</sup>.

La función de costes estimada adopta la especificación translogarítmica, forma funcional que anida a la Cobb-Douglas, y que responde a la siguiente expresión:

$$\begin{aligned}
 \ln C_{it} = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^3 \alpha_j \ln w_{it}^j + 1/2 \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \alpha_{jk} \ln w_{it}^j \ln w_{it}^k + \beta_0 \ln Y_{it} + \\
 & 1/2 \beta_{00} \ln Y_{it}^2 + \sum_{j=1}^3 \beta_{0j} \ln Y_{it} \ln w_{it}^j + \gamma_{10} T + 1/2 \gamma_{11} T^2 \\
 & + \sum_{j=1}^3 \gamma_{j1} T \ln w_{it}^j + \gamma_{10} T \ln Y + \mu_i + u_{it}
 \end{aligned} \tag{11}$$

siendo  $C$  los costes totales de producción (financieros + operativos),  $w$  los precios de los tres inputs,  $Y$  el output bancario,  $T$  la tendencia que recoge el efecto del progreso técnico, y  $\mu$  los efectos fijos. La estimación se realiza imponiendo las restricciones habituales de simetría y homogeneidad de grado uno en precios.

Una vez estimada la función de costes, el cálculo de los costes marginales se realiza de acuerdo con la siguiente expresión:

$$CM_{it} = \frac{C_{it}}{Y_{it}} (\beta_0 + \beta_{00} \ln Y_{it} + \sum_{j=1}^3 \beta_{0j} \ln w_{it}^j + \gamma_{10} T) \tag{12}$$

Al considerarse la totalidad de los costes (financieros y de explotación), el coste marginal estimado aproxima la suma de los costes marginales financieros (tipo de interés en las expresiones del índice de Lerner) y los costes marginales operativos ( $C'$ ). El coste marginal del conjunto de cajas y bancos en un año determinado se calcula utilizando el valor medio de las variables de la expresión anterior. Obsérvese que es posible estimar un valor del coste marginal

para cada empresa y año del periodo analizado.

Los precios necesarios para la estimación del índice del Lerner y del margen precio-coste marginal se calculan como cocientes entre los ingresos totales (financieros y no financieros, básicamente comisiones) y el volumen del output bancario. Como señalan Angelini y Cetorelli (1999), el supuesto implícito en este cálculo es que el activo total (según tamaño del balance o ampliado según la metodología descrita) aproxima el conjunto de servicios que ofrece la entidad, tanto los financieros como los no financieros.

#### **4. Resultados**

En esta sección se presentan los resultados del análisis empírico de los dos instrumentos utilizados. El índice de Lerner proporciona una medida de la evolución del poder de mercado a partir de los márgenes relativos, mientras que el estadístico H de Panzar y Rosse proporciona un contraste formal de las condiciones competitivas de los mercados.

##### *Margen precio-coste marginal: índices de Lerner*

Antes de comentar las estimaciones del índice de Lerner, es de interés analizar la evolución de sus determinantes: la evolución de los precios, los costes marginales y el margen precio-coste marginal. El cálculo de los valores medios ha sido realizado ponderando los valores individuales de bancos y cajas en función de su activo, siendo por tanto medias ponderadas.

Tomando como referencia inicial el conjunto de cajas y bancos, el gráfico 1 muestra la evolución del precio medio del output bancario para el periodo 1992-2001. El gráfico muestra una importante reducción del precio medio, ya que de partir de un valor de 0,114 en 1992, en 2001 se sitúa en un valor de 0,063.

En el caso del coste marginal (gráfico 2), también la reducción acumulada ha sido considerable, superior al 100%. Como consecuencia de la evolución conjunta de precio y costes marginales, el margen precio-coste marginal (gráfico 3) ha experimentado un recorte cercano a medio punto porcentual, produciéndose la caída más acusada en la recesión de 1993-94. Posteriormente, la evolución de margen absoluto es relativamente estable hasta 2000, produciéndose un incremento en 2001.

Dado que la caída de los costes marginales ha sido más acusada que la de los precios, el índice de Lerner acaba aumentando de 1992 a 2001: permanece relativamente estable en el periodo 1992-96 y aumenta acusadamente a partir de entonces (gráfico 4). En consecuencia, no se ha producido una reducción en el poder de mercado de las empresas bancarias españolas en los últimos años, sino más bien lo contrario.

El incremento en el poder de mercado a partir de 1996 está en concordancia con los resultados obtenidos por Oroz y Salas (2001) en base a la estimación de indicadores de márgenes de beneficio relativos<sup>17</sup>. Utilizando información agregada sobre tipos de interés sintéticos de activo y pasivo y tipos de interés del interbancario, estos autores muestran cómo de 1977 a 1999 el margen relativo de activo muestran una tendencia general creciente, si bien el margen relativo de pasivo presenta una tendencia decreciente. Si nos centramos en el periodo común con nuestro trabajo (1992-99), se produce un crecimiento del margen relativo de activo pasando su valor de 0,15 en 1992 a 0,39 en 1999. Por su parte, el margen relativo de pasivo se reduce hasta 1996 y aumenta a partir de entonces, siendo el valor del margen en 1999 prácticamente similar al de 1992. En consecuencia, tampoco la utilización de un margen relativo de beneficios no permite apoyar la hipótesis de una reducción del poder de mercado en el sector bancario español en los últimos años.

La información desagregada para cajas y bancos la proporciona los gráficos 5 a 8. En el caso de la banca, se presenta la información de forma separada para la banca nacional y la banca extranjera, dado el comportamiento diferencial de ésta última que se muestra a continuación.

El gráfico 5 presenta la evolución del precio medio del activo. Se aprecia claramente una fuerte reducción del precio medio del activo hasta 1999, similar en la banca nacional y en las cajas y más intensa en la banca extranjera, que puede venir explicada, en parte, por el proceso de reducción de tipos de interés. A partir de 1999 se produce un aumento del precio medio, en consonancia con el repunte de los tipos. Se aprecia también que existen pocas diferencias en el valor medio del precio de cajas y bancos nacionales, siendo algo superior el precio correspondiente a los bancos.

Respecto a los costes marginales, el gráfico 6 constata una importante reducción del coste marginal en el periodo analizado, si bien, como en la evolución de los precios, se produce un repunte a partir del año 1999, algo más intenso en el caso de la banca extranjera. Se observa también que los costes marginales de las cajas son algo inferiores a los de los bancos.

El margen absoluto precio-coste marginal (gráfico 7) ha sufrido un ligero recorte en el

periodo analizado, situándose en el año 2001 en valores del 1,5% y 1,7% en cajas y bancos, respectivamente. La reducción ha sido más acusada en cajas que en bancos, ya que el margen pasa de un valor de 1,9% a 1,5% en las cajas, y de 1,8% a 1,7% en los bancos. El margen precio-coste marginal con que operan las cajas es superior al de los bancos hasta el año 2000, siendo en 2001 ligeramente superior el de los bancos. En el caso de la banca extranjera, el margen precio-coste marginal se ha reducido de forma mucho más acusada y con especial intensidad a partir de 1996, siendo el margen en 2001 incluso negativo.

El gráfico 8 muestra, en primer lugar, que el valor del índice de Lerner es superior en las cajas que en los bancos, lo que indica que el poder de mercado de las cajas es superior. En segundo lugar, se ha producido una clara divergencia en el valor del índice de Lerner de las cajas y de la banca nacional hasta 1999, si bien la convergencia en los dos últimos años ha sido total, de forma que en 2001 el valor del índice es similar en ambos grupos de entidades. Y en tercer lugar, el índice de Lerner de la banca extranjera experimenta un comportamiento divergente en relación a las cajas y bancos nacionales, con una fuerte reducción desde mediados de los noventa<sup>18</sup>.

La conclusión que se desprende de la visión conjunta de los gráficos anteriores es que se ha producido un ligero estrechamiento del margen absoluto precio-coste marginal hasta 1999 y un repunte a partir de entonces, al igual que se observa en la evolución de los márgenes contables (financiero, ordinario y de explotación). Sin embargo, dado que la reducción de los costes marginales ha sido superior al de los precios, el índice de Lerner ha crecido en el periodo analizado. Así, el estrechamiento de márgenes absolutos es compatible con el aumento del poder de mercado (margen relativo).

Finalmente, y tras observar las anteriores diferencias entre grupos institucionales, es de interés analizar la posible existencia de diferencias en el poder de mercado de las empresas bancarias en función de su especialización en un determinado negocio bancario. Con ese objetivo, mediante un análisis *cluster*, se agrupan las empresas bancarias según su especialización, formando cuatro grupos de empresas con similar especialización productiva en base a la estructura del balance. Siguiendo el procedimiento y variables que se detallan en Maudos et al. (2002), la técnica cluster permite identificar cuatro grupos de especialización, cuya estructura de balance y cuenta de pérdidas y ganancias aparece en el cuadro 1. Atendiendo a dicha información, los grupos se denominan como sigue:

- a) *banca de intermediación*, cuya principal característica es su especialización en el tradicional proceso de intermediación bancaria, con un elevado peso de la

financiación con depósitos bancarios ( 65%) y su colocación en forma de créditos (52%) a través de una densa red de oficinas. Con consecuencia de esta especialización, es el grupo que soporta los mayores costes operativos unitarios, aunque trabaja con elevados márgenes. A este grupo pertenecen la mayoría de las cajas de ahorros, así como bancos de implantación regional.

- b) *banca universal*, con una estructura del activo más diversificada y un elevado peso de la captación de recursos vía depósitos. Tras la banca de intermediación, es el segundo grupo con mayores costes operativos y márgenes. A este grupo pertenecen los grandes bancos.
- c) *banca del interbancario*, dado el elevado peso de la financiación captada (63%) y colocada en el mercado interbancario (52%). Es el grupo con menores costes operativos y con menores márgenes y rentabilidades. A este grupo pertenecen algunos bancos extranjeros.
- d) *banca sin red orientada al crédito*, dada la elevada importancia relativa de los créditos sobre clientes (71%) y su escasa red de oficinas (128 de media por entidad). Se financia sobre todo en el mercado interbancario (63%). Sus márgenes son ligeramente superiores a la banca del interbancario.

En base a esta agrupación de las empresas bancarias españolas en cuatro clusters, los gráficos 9 a 12 muestran la evolución del precio medio, coste marginal, margen precio-coste marginal e índice de Lerner para cada uno de los grupos de especialización. En líneas generales para el periodo analizado, los mayores precios (ingresos unitarios) y costes marginales corresponden a la banca sin red orientada al crédito, situándose en el extremo opuesto la banca del interbancario. La evolución de precios y costes marginales determina que sea la banca de intermediación la que presente los mayores márgenes absolutos, siendo la banca del interbancario la que trabaja con los menores márgenes.

Centrándonos en el objetivo del trabajo, el índice de Lerner de poder de mercado ha aumentado en los cuatros grupos de especialización de 1992 a 2001, con mayor intensidad en la banca sin red orientada al crédito y en la banca de intermediación. En todos los grupos de especialización, el índice de Lerner se mantiene relativamente estable hasta 1996, aumentando a partir de dicho año. En la práctica totalidad del periodo analizado, es la banca de intermediación la que disfruta del mayor poder de mercado.

### *Contraste de Panzar y Rosse*

El orden seguido en la estimación del estadístico H de Panzar y Rosse (1987) va a ser el siguiente. En primer lugar, el estadístico H se calcula a partir de la estimación de la función de ingresos para el conjunto de cajas y bancos de la muestra en el periodo completo 1992-2001. En segundo lugar, con objeto de contrastar posibles diferencias en la estructura competitiva de cajas y bancos, se estima la función de ingresos de forma separada para ambos tipos de entidades, distinguiendo a su vez la banca nacional de la banca extranjera. En tercer lugar, se estima la función de ingresos para cada uno de los grupos de especialización identificados. Por último, el cambio en la evolución del índice de Lerner que se produce a partir de 1996 puede captarse estimando la función de ingresos con datos de panel para dos subperiodos separados en el tiempo: 1992-96 y 1997-2001<sup>19</sup>.

El cuadro 2 contiene los resultados de la estimación de la ecuación de ingresos para el agregado de cajas y bancos, así como para cada una de las agrupaciones de empresas utilizadas: cajas de ahorros, bancos, bancos nacionales y bancos extranjeros<sup>20</sup>. En el caso de los precios de los factores productivos, en general todos los parámetros presentan un signo positivo y significativo. Como era de esperar, las variables de escala son estadísticamente significativas, con una incidencia positiva sobre los ingresos. Respecto a las variables que captan la influencia de características de las empresas bancarias que pueden afectar a los costes e ingresos, la ratio créditos/activo (E1) presenta el esperado signo positivo (y significativo), reflejando que una estructura del activo más arriesgada conlleva un mayor volumen de ingresos. En el caso del peso de los depósitos (E2), el signo y significatividad es variable en las distintas agrupaciones utilizadas. Finalmente, la ratio recursos propios/activo (variable proxy del riesgo), presenta una incidencia negativa y significativa para el total del sector bancario como consecuencia del signo y significatividad del grupo de bancos nacionales, lo que implica que un menor nivel de apalancamiento conlleva un mayor volumen de ingresos financieros<sup>21</sup>.

El cuadro 3 muestra el valor estimado del estadístico H así como el contraste de las distintas hipótesis de estructura de mercado. Para el periodo completo 1992-2001, el valor estimado del estadístico H arroja un valor de 0,648 para el conjunto del sector bancario, siendo este parámetro estadísticamente mayor que cero y menor que uno. En consecuencia, el resultado es favorable a la existencia de poder de mercado, siendo la estructura de mercado de competencia monopolística, y no monopolio o competencia perfecta<sup>22</sup>. Se mantiene así el resultado obtenido por Molyneux et al. (1994) para el periodo 1986-89, Bikker y Haaf (2002) para el periodo 1989-98 y Carbó et al. (2003) para el periodo 1986-99.

La estimación de la función de ingresos de forma separada para cajas y bancos muestra que el valor del estadístico H es estadísticamente menor que uno tanto en los bancos (0,662) como en las cajas (0,457), por lo que no puede rechazarse la hipótesis de competencia monopolística en ambos tipos de empresas. El resultado de competencia monopolística de la banca se mantiene tanto para la banca nacional como para la banca extranjera.

La estimación de la ecuación de ingresos para los subperiodos 1992-96 y 1997-2001 muestra resultados interesantes. Para el agregado de cajas y bancos, no es posible rechazar la hipótesis de competencia monopolística ni en el primer y ni en el último subperiodo considerado, pero el valor del estadístico H cae en las cajas (de 0,633 a 0,395) y aumenta en los bancos (de 0,601 a 0,671). Los resultados referidos al grupo de bancos nacionales son coincidentes con los correspondientes al total de la banca –como consecuencia del reducido peso de la banca extranjera-, pero, en cambio, no es posible rechazar la hipótesis de competencia perfecta en la banca extranjera en el subperiodo 1997-2001<sup>23</sup>.

Por grupos de especialización, los resultados del cuadro 4 muestran que, en los cuatro clusters, no es posible rechazar la hipótesis de competencia monopolística, presentándose el menor valor del estadístico H en la banca de intermediación. Por subperiodos, en todos los casos los resultados son compatibles con la existencia de competencia monopolística, produciéndose una caída en el valor del estadístico H en el subperiodo más reciente 1997-2001.

Como ponen de manifiesto Panzar y Rosse (1987), sus resultados para el modelo de competencia perfecta y competencia monopolística dependen crucialmente del supuesto de que las empresas sean observadas en equilibrio de largo plazo, no siendo este supuesto necesario en el caso del monopolio. Con objeto de contrastar el supuesto de equilibrio de largo plazo, y siguiendo a Molyneux et al. (1994) y De Bandt y Davis (2000), es necesario comprobar que los precios de los factores de producción no están correlacionados con los niveles de rentabilidad<sup>24</sup>. Para ello se reestima el valor del estadístico H a partir de la estimación de la ecuación de ingresos (8), con un indicador de rentabilidad como variable a explicar. La condición de equilibrio a largo plazo se satisface siempre y cuando el estadístico H no sea estadísticamente distinto de cero en esta última regresión. Utilizando como variable dependiente el margen de explotación sobre activo como indicador de rentabilidad de actividad bancaria típica<sup>25</sup>, no es posible rechazar la hipótesis de que el estadístico H sea igual a cero en la mayoría de los casos analizados, garantizándose de esta forma la condición de equilibrio de largo plazo<sup>26</sup>.

## 5. Conclusiones

El objetivo de este trabajo es aportar evidencia empírica acerca del poder de mercado del sector bancario español mediante la estimación de dos instrumentos de la economía industrial: el índice de Lerner y el estadístico H propuesto por Panzar y Rosse (1987). Ambas medidas han sido estimadas para los bancos y cajas de ahorros españolas en el periodo 1992-2001.

Los resultados referidos al conjunto del sector bancario español muestran una caída del índice de Lerner de 1992 a 1995 y un aumento acusado a partir de entonces, de forma que en 2001 el valor del índice es superior al correspondiente a 1992. La comparación entre cajas y bancos muestra un valor del índice superior en las cajas de ahorros hasta el año 2000, si bien la caída del índice en 2001 en cajas y el aumento en bancos hace que en el último año considerado prácticamente no existan diferencias entre ambos tipos de empresas. En consecuencia, no se observa una caída en el poder de mercado de las empresas bancarias españolas en los últimos años. De los cuatro grupos de especialización identificados a partir de un análisis cluster, es la banca especializada en el tradicional proceso de intermediación bancaria la que disfruta de un mayor poder de mercado, habiendo aumentado dicho poder en todos los grupos de especialización a partir de 1996.

La aplicación del contraste de Panzar y Rosse para el periodo 1992-2001 no permite rechazar la existencia de competencia monopolística. Este resultado se mantiene para las distintas agrupaciones de empresas utilizadas, tanto en base a un criterio institucional como de especialización.

Los resultados del índice de Lerner son coherentes con los obtenidos con el estadístico H. Así, utilizando este último contraste, el valor del estadístico es superior en los bancos en relación a las cajas, resultado compatible con el mayor poder de mercado (índice de Lerner) de las cajas de ahorros. Por grupos de especialización, el mayor valor del índice de Lerner en la banca de intermediación es coherente con el menor valor del estadístico H. Asimismo, la fuerte caída del índice de Lerner de la banca extranjera desde mediados de los noventa es compatible con el aumento del estadístico H, así como al no rechazo de la hipótesis de competencia perfecta en los últimos años.

La comparación de los resultados con los de otros trabajos ha de hacerse con cautela como consecuencia de los distintos periodos de tiempo manejados. En Maudos (2001) se obtiene evidencia contraria a la hipótesis tradicional de colusión (estructura-conducta-resultados) y favorable a la hipótesis de eficiencia para el periodo 1986-96. Oroz y Salas (2001) analizan el periodo 1977-99, obteniendo en el subperiodo 1992-99 (común a nuestro trabajo) un aumento del

margen relativo de activo y un mantenimiento en el del pasivo y, por tanto, una caída en el grado de competencia en dicho periodo. Dado nuestro resultado de aumento del poder de monopolio a partir de 1996, es crítica la consideración del periodo posterior a dicho año. De hecho, en Oroz y Salas (2001), los márgenes relativos aumentan de 1996 a 1999. Finalmente, respecto al trabajo de Carbó et al. (2003), los resultados son coincidentes en la medida en la que dichos autores muestran la existencia de un aumento del poder de mercado de 1996 a 1999, así como el no rechazo de la hipótesis de competencia monopolística en los subperiodos 1986-1992 y 1993-1999<sup>27</sup>.

Al igual que en otros trabajos (Coello, 1994 y 1995 y Freixas, 1996), se constata la existencia de un mayor poder de mercado en las cajas de ahorros, que puede deberse a varios motivos. En primer lugar, su especialización en el negocio minorista, con una clientela “cautiva” con menor cultura financiera, permite a las cajas obtener rentas de monopolio. En segundo lugar, su densa red de oficinas que, al contrario que los bancos, no ha dejado en crecer incluso en los últimos años, ha podido actuar como una barrera de entrada. Y, en tercer lugar, en línea con los resultados de los modelos de competencia espacial aplicados a la banca española (Fuentelsaz y Salas; 1991 y 1992), la mayor presencia de las cajas en los mercados locales más concentrados con menor densidad de demanda, les proporciona poder de mercado en la fijación de precios. No obstante, es importante advertir que en el último año analizado (2001) no existen diferencias en el poder de mercado de cajas y bancos.

A pesar del mayor valor del índice de Lerner de las cajas de ahorros, no hay que olvidar que han sido las cajas las que han llevado a cabo una importante expansión territorial abriendo oficinas fuera de las regiones de origen y en muchos casos desconcentrando los mercados regionales y locales (véase Fuentelsaz y Gómez, 2001). De esta forma, han contribuido a incrementar los niveles de competencia en los mercados, disminuyendo el poder de mercado de los bancos e incrementando al mismo tiempo su cuota de mercado.

La evolución de los últimos años plantea el interés de extender la investigación realizada en este trabajo hacia el análisis de los factores determinantes del poder de mercado, que aparecen en la parte derecha de las expresiones (6) y (7). De acuerdo con las mismas, las hipótesis explicativas pueden ser varias. En primer lugar, la caída en el número de competidores y el consiguiente aumento de la concentración de los mercados. En segundo lugar, es posible que la caída en los tipos de interés haya reducido la elasticidad de la demanda, ya que la respuesta de los consumidores ante una misma variación porcentual de los tipos de interés puede ser menor cuando el nivel de los tipos de interés es bajo. Y en tercer lugar, puede haberse producido una disminución en el grado de rivalidad en los mercados. De los tres factores mencionados, sólo del

primero existe información para valorar su efecto. Al hacerlo se comprueba que la reducción del número de empresas no explica por sí sola el crecimiento del índice de Lerner. Así pues, son las otras variables las que han de ser todavía investigadas.

En resumen, concluido el proceso desregulador del sector bancario español no se observa un mercado perfectamente competitivo sino de competencia imperfecta. La existencia de barreras económicas a la entrada hace que el sector sea sólo en parte atacable, pues si bien han desaparecido las barreras de tipo legal, todavía permanecen otras fuentes de poder de mercado, como las extensas redes de oficinas y cajeros y el capital intangible derivado de la reputación y las relaciones personales con una amplia masa de clientes de pequeño tamaño. En el caso concreto de las cajas de ahorros, la extensa red de sucursales y su experiencia en banca minorista resulta una importante barrera de entrada, proporcionándoles poder de monopolio local, sobre todo en el mercado al por menor. No obstante, la aparición y difusión de nuevos canales de distribución de servicios bancarios (banca telefónica y de Internet) puede reducir la importancia de la red de oficinas como fuente de poder de mercado, aumentar la sensibilidad de los consumidores a los tipos de interés y modificar el tipo de rivalidad entre los competidores.

1 La evidencia empírica existente sobre la evolución del grado de competencia del sector bancario español es múltiple. Utilizando un amplio conjunto de indicadores, Pérez et al. (1999) defienden la existencia de un aumento de la competencia. Maudos (2001) aporta evidencia favorable a la hipótesis de eficiencia y contraria a la colusión en cajas y bancos en el periodo 1986-96. Por el contrario, Freixas (1996) no defiende la tesis de un cambio en la estructura de la competencia tras las “guerras” de las supercuentas y del hipotecario. Finalmente, la evidencia aportada por Oroz y Salas (2001) no es concluyente respecto a que realmente las condiciones competitivas hayan evolucionado hacia una mayor competencia en los últimos años.

2 El trabajo de Lorences (1991) deriva y estima un índice de poder de monopolio aplicado a la banca española para un periodo (1981-90) ya muy alejado del actual.

3 Molyneux et al. (1994) analiza Alemania, Italia, Francia, Reino Unido y España, mientras que De Bandt y Davis (2000) analizan Alemania, Italia, Francia y Estados Unidos.

4 Molyneux et al. (1994) analizan el periodo 1986-1989, ya muy alejado del momento actual y con una muestra escasamente representativa -por ejemplo, para el año 1986 la muestra que utilizan sólo contiene 37 observaciones; Bikker y Haaf (2002) analizan el periodo 1990-98, para un total de 831 observaciones, frente a las 1545 utilizadas en este trabajo). El trabajo de Carbó et al. (2003) cubre el periodo 1986-99 con una muestra mucho más reducida en el caso concreto de la banca comercial.

5 Monti (1972) y Klein (1971).

6 Véase Freixas y Rochet (1997).

7 Véase Oroz y Salas (2001).

8 Véase Banco Central Europeo (2000) para los sectores bancarios de la Unión Europea y Fernández de Guevara, Maudos y Pérez (2002) para el caso concreto del sector bancario español.

9 Como demuestran Panzar y Rosse (1987), este supuesto es crucial en los modelos de competencia perfecta y competencia monopolista.

10 La curva de costes medios se desplaza de forma paralela, no variando el nivel de output correspondiente al mínimos de los costes medios.

11 Panzar y Rosse (1987) demuestran que, bajo el supuesto de que el monopolista se enfrenta a una curva de demanda de elasticidad precio constante y mayor que la unidad ( $\epsilon > 1$ ) y produce con una tecnología Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala, el estadístico H es igual a  $1 - \frac{1}{\epsilon}$ . Bajo estas condiciones, además del signo, también es de interés la magnitud del estadístico H, ya que proporciona una estimación de la elasticidad de la demanda, y por tanto, una aproximación alternativa del índice de Lerner:  $1-L = \frac{1}{\epsilon}$ ,  $\epsilon = H/(H-1)$ . Así, en estas condiciones del modelo del monopolio, cuanto menor sea el valor de H (mayor de  $\epsilon$ ), menor es el valor del índice de Lerner de poder de mercado.

12 La existencia de un cambio metodológico en 1992 en la presentación de los balances y cuentas de resultados de las empresas bancarias impide disponer de información homogénea para años anteriores, siendo en consecuencia 1992 el primer año disponible.

13 Sobre esta cuestión, véase Bikker y Haaf (2002), pp. 2198, y De Bandt y David (2000), pp. 1050.

14 La variable crédito/activo aproxima tanto la especialización como el riesgo. En este último caso, es de esperar un signo positivo para dicha variable ya que un incremento del riesgo asociado a una mayor ratio créditos/activos debe compensarse con un mayor volumen de ingresos. En el caso de la variable recursos propios/activo, no existe un consenso respecto al signo esperado. Así, por ejemplo, Molyneux et al. (1994) anticipa un signo negativo, ya que un mayor ratio de capitalización supone un menor apalancamiento y, por tanto, un menor volumen de ingresos financieros. Sin embargo, los requerimientos de capital aumentan proporcionalmente con el riesgo, esperándose, en consecuencia, un signo positivo.

15 El supuesto puede ser cuestionable porque implica que el poder de mercado es el mismo en ambos tipos de producción bancaria (la aproximada por el activo total y por las operaciones fuera de balance). No obstante, como se verá a continuación los resultados se mantienen con independencia del indicador de output utilizado.

<sup>16</sup> Los resultados son muy similares con independencia de la definición utilizada, por lo que únicamente se presentan los referidos al activo total. Los resultados correspondientes a la definición ampliada del output bancario están disponible para el lector interesado.

17 Oroz y Salas (2001) utilizan márgenes relativos de beneficio en términos de márgenes de intermediación, mientras que el índice de Lerner utilizado en este trabajo hace referencia al margen de explotación al considerar en la estimación de los costes marginales tanto los costes financieros como los operativos.

18 Oroz y Salas (2001) obtienen márgenes relativos de activo mayores en cajas que en bancos, si bien el margen

---

relativo de pasivo de las cajas es inferior al de los bancos desde 1997.

19 El cuadro 2 recoge los resultados de la estimación de la ecuación (9) referidos al periodo completo 1992-2001, estando a disposición del lector interesado los resultados por subperiodos.

20 En todos los casos el test de Hausman permite rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas. Por simplicidad, en los cuadros no se reporta el valor de los efectos temporales.

21 Como se ha puesto de manifiesto anteriormente, el signo anticipado de la variable recursos propios/activo es ambiguo. De hecho, los resultados obtenidos por Molyneux et al. (1994) y Bikker y Haaf (2002) no muestran signos definidos, sino que varían en función del país analizado.

22 Al igual que en el reciente trabajo de De Bandt y Davis (2000), la estimación anual de la función de ingresos arroja resultados muy irregulares. De hecho, el trabajo de Molyneux et al. (1994), que realiza estimaciones anuales de la función de ingresos, obtiene en el caso concreto del sector bancario español los siguientes valores del estadístico H: 0,3726 en 1986, 0,1920 en 1987, 0,7556 en 1988 y 0,5715 en 1989. No obstante, se aprecia claramente un aumento del estadístico H de 1992 a 1995, y una reducción acusada a partir de entonces.

23 Los resultados son robustos en caso de considerar únicamente los ingresos financieros. Asimismo, dada el posible problema de multicolinealidad asociado a la elevada correlación existente entre el activo total y el inmovilizado, se ha contrastado la sensibilidad de los resultados eliminando una de las dos variables en la estimación de la ecuación (9). En todos los casos se mantienen los resultados.

24 La intuición es que en equilibrio a largo plazo la rentabilidad de las empresas se igualará, de tal forma que no se alterará ante variaciones en los precios de los inputs.

25 Utilizamos el margen de explotación en lugar del beneficio antes de impuestos ya que este último está afectado por partidas de naturaleza atípica que, en ocasiones, poco tienen que ver con la actividad bancaria. No obstante, los resultados se mantienen utilizando ROA.

26 Los resultados están disponibles para el lector interesado.

27 No obstante, los resultados difieren en el caso concreto de los bancos en el periodo 1993-99 (Carbó et al., 2003; obtienen un resultado compatible con la existencia de competencia perfecta), pudiendo deberse a dos factores: al distinto periodo analizado y a la muestra mucho más reducida de bancos utilizada por dicho autores.

## Referencias

Angelini, P. y Cetorelli, N. (1999): "Bank competition and regulatory reform, the case of the Italian banking industry", Working Paper, Research Department, Federal Reserve Bank of Chicago, December (WP-99-32).

Banco Central Europeo (2000): *EU banks' income structure*, Abril 2000.

Berg, S.A. y Kim, M. (1994): "Oligopolistic interdependence and the structure of production in banking : an empirical evaluation", *Journal of Money, Credit and Banking* 26 (2), 309-322.

Bikker, J.A. y Groeneveld, J.M. (1998) : "Competition and concentration in the EU banking industry", Research Series Supervision No. 8, De Nederlandsche Bank, Amsterdam.

Bikker, J.A. y Haaf, K (2002): "Competition, concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry", *Journal of Banking and Finance* Vol. 26, 11, 2191-2214.

Boyd, J.H. y Gertler, M. (1994): "Are banks dead? Or are the reports greatly exaggerated?", *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Summer, 2-23.

Carbó, S., López, R. y Rodríguez, F. (2003): "Medición de la competencia en los mercados bancarios de las regiones españolas", *Revista de Economía Aplicada*, en prensa.

Coello, J. (1994): "Son las cajas y los bancos estratégicamente equivalentes?", *Investigaciones Económicas*, vol. XVII, 2, 313-332.

Coello, J. (1995): "El mercado de los depósitos a la vista: Bancos vs. Cajas de ahorros", *Revista Española de Economía*, vol. XII, 2, 75-88.

Corvoisier, S y Gropp, R. (2002): "Bank concentration and retail interest rates", *Journal of Banking and Finance* Vol. 26, 11, 2155-2189

De Bandt, O. y Davis, E.P. (2000): "Competition, contestability and market structure in European Banking sectors on the eve of EMU"; *Journal of Banking and Finance* 24, 1045-1066.,

Fernández de Guevara, J., Maudos, J. y Pérez, F. (2002): "La evolución de la estructura de

ingresos en el sector bancario español”, *Papeles de Economía Española*, Núm. 94, pp. 136-145.

Freixas, X. (1996): *Los límites de la competencia en la banca española*, Fundación BBV.

Freixas, X. y Rochet, J.C. (1997): *Microeconomics of Banking*, Massachusetts Institute of Technology (existe traducción al castellano en *Economía Bancaria*, Antoni Bosch editor).

Fuentelsaz, L. y Salas, V. (1991): “Competencia espacial en la banca al por menor. Implicaciones para el tamaño y eficiencia del sector bancario español”, Programa de Estudios Bancarios y Financieros, Fundación BBV, Working Paper 91-2.

Fuentelsaz, L. y Salas, V. (1992): *Estudios sobre banca al por menor*, Fundación BBV, Bilbao.

Fuentelsa, L. y Gómez, J. (2001): “Liberalización y estrategia competitiva: la expansión de las cajas de ahorros”, *Cuadernos de Información Económica*, 164, septiembre-octubre, 74-84, 2001.

Klein, M. (1971): “A theory of the banking firm”, *Journal of Money, Credit and Banking* 3, 205-18.

Lorences, J. (1991): “Grado de monopolio y monopsonio de la banca española: un avance de resultados”, Documento de Trabajo 9107, Fundación Empresa Pública.

Maudos, J. (2001): “Rentabilidad, estructura de mercado y eficiencia en la banca”, *Revista de Economía Aplicada*, vol. IX, 25, 193-207.

Maudos, J., Pastor, J.M. y Pérez, F. (2002): “Competition and Efficiency in the Spanish Banking Sector: the Importance of Specialisation”, *Applied Financial Economics*, 2002, Vol. 12, 9, 505-516.

Molyneux, P., Lloyd-Williams y Thornton, J. (1994): “Competitive conditions in European banking”, *Journal of Banking and Finance* 18, 445-459.

Monti, M. (1972): “Deposit, credit, and interest rate determination under alternative bank objectives”, en G.P. Szego and K. Shell (eds.), *Mathematical methods in investment and finance*, Amsterdam, North-Holland.

Nathan, A. y Neave, E. (1989): “Competition and contestability in Canada’s financial system: Empirical results”, *Canadian Journal of Economics* 22, 576-594.

Oroz, M. y Salas, V. (2001): "Competencia, beneficios y eficiencia de la intermediación bancaria en España: 1977-99", mimeo.

Panzar, J.C. y Rosse, J.N. (1987): "Testing for monopoly equilibrium", *Journal of Industrial Economics* 35, 443-456.

Pérez, F., Maudos, J. y Pastor, J.M. (1999): *Sector Bancario Español (1985-98). Competencia y Cambio Estructural*, Caja de Ahorros del Mediterráneo.

Ribon, S. y Yosha, O. (1999): "Financial liberalization and competition in banking: an empirical investigation", Tel Aviv University, Working Paper No. 23-99.

Shaffer, S. (1993): "A test of competition in Canadian banking", *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, 49-61.

Tirole, J. (1990): *La Teoría de la Organización Industrial*, Ariel Economía.

Vesala, J. (1995): "Testing competition in banking: behavioral evidence from Finland", Bank of Finland Studies, E:1, Helsinki.

**Cuadro 1: Especialización en elSBE**

Mediá 1992-2001 (%)

	Banca de intermediación	Banca universal	Banca del interbancario	Banca sin red orientada al crédito
<b>Activo</b>				
1. Caja y depósitos en bancos centrales	1.65	1.22	0.75	0.53
2. Deudas del Estado	12.67	12.99	8.98	4.21
3. Entidades de crédito	19.17	34.40	52.05	13.99
4. Créditos sobre clientes	51.55	34.25	24.76	70.59
5. Obligaciones y otros valores de renta fija	4.21	6.60	2.81	4.11
6. Acciones y otros títulos de renta variable	0.85	0.37	0.34	0.23
7. Participaciones	1.01	0.96	0.17	0.01
8. Participaciones en empresas del grupo	2.71	3.74	3.04	0.55
9. Activos inmateriales	0.04	0.02	0.03	0.02
10. Activos materiales	2.47	1.64	1.18	1.05
11. Capital suscrito no desembolsado				
12. Acciones propias	0.00	0.00	0.00	0.00
13. Otros activos	1.85	1.49	3.52	1.32
14. Cuentas de periodificación	1.75	2.28	2.33	3.31
15. Pérdidas del ejercicio	0.07	0.03	0.04	0.06
<b>Pasivo</b>				
1. Entidades de crédito	19.44	35.71	62.82	63.08
2. Débitos a clientes	64.91	51.40	21.62	19.59
3. Débitos representados por valores negociables	2.15	1.48	1.25	7.83
4. Otros pasivos	1.76	1.38	3.02	1.25
5. Cuentas de periodificación	1.73	2.33	2.24	1.45
6. Provisiones para riesgos y cargas	1.31	0.64	0.54	0.74
6 bis. Fondo para riesgos generales	0.07	0.00	0.03	0.12
7. Beneficios del ejercicio	0.75	0.65	0.69	0.64
8. Pasivos subordinados	2.28	1.87	1.15	0.31
9. Capital suscrito	0.81	1.48	1.99	3.19
10. Primas de emisión	1.00	1.50	2.07	0.55
11. Reservas	3.66	1.48	2.43	1.28
12. Reservas de revalorización	0.16	0.10	0.02	0.00
13. Resultados de ejercicios anteriores	-0.03	-0.03	0.12	-0.02
<b>Cuenta de pérdidas y ganancias</b>				
Margen de intermediación	2.76	1.96	1.33	1.78
Margen ordinario	3.52	2.78	1.79	2.29
Gastos generales de administración	1.98	1.71	1.18	1.33
Margen de explotación	1.29	0.86	0.60	0.87
Resultado antes de impuestos	0.70	0.38	0.37	0.41

Fuente: AEB, CECA y elaboración propia

**Cuadro 2: Ecuación de ingresos (panel 1992-2001)**

Variable	Sector bancario	Cajas	Total bancos	Bancos nacionales	Bancos extranjeros
log(w1)	0.094 (2.984)	-0.001 (-0.042)	0.113 (2.811)	0.141 (3.055)	-0.079 (-1.288)
log(w2)	0.504 (37.104)	0.417 (17.686)	0.504 (30.075)	0.438 (20.220)	0.713 (32.772)
log(w3)	0.05 (3.126)	0.043 (2.258)	0.043 (2.155)	0.054 (2.330)	0.066 (2.013)
log(A)	0.843 (55.288)	0.809 (31.761)	0.843 (45.041)	0.854 (40.778)	0.753 (19.035)
log(INMV)	0.083 (5.706)	0.054 (3.192)	0.0823 (4.537)	0.0865 (4.221)	0.086 (2.545)
E1 (Créditos/A)	0.701 (4.337)	0.255 (6.211)	0.153 (3.104)	0.172 (2.989)	-0.001 (-0.021)
E2 (Depósitos/A)	-0.522 (2.975)	-0.199 (-1.000)	-0.563 (-2.578)	-0.738 (-3.036)	1.706 (4.220)
E3 (RP/A)	-1.103 (-5.616)	0.397 (1.252)	-1.158 (-4.766)	-1.187 (-4.457)	0.556 (0.981)
Test de Hausman (p-value)	108.99 (0.000)	58.75 (0.000)	79.61 (0.000)	66.21 (0.000)	45.73 (0.000)
Núm. Obs.	1537	506	1031	868	163
R2	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99

Variable dependiente: log(IT)

Estimación con efectos fijos y temporales

Entre paréntesis, ratio-t

**Cuadro 3: Estadístico H de Panzar y Rosse (1987)**

Variable	Sector bancario	Cajas	Total bancos	Bancos nacionales	Bancos extranjeros
1992-2001	0.648 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.457 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.662 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.633 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.699 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)
1992-1996	0.599 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.633 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.601 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.629 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.706 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)
1997-2001	0.669 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.395 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.671 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.673 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.824 <sup>CP</sup> [0.000] (0.320)

CM significa que no es posible rechazar que  $H > 0$  y  $H < 1$  (competencia monopolística);

CP significa que no es posible rechazar que  $H = 1$  (competencia perfecta)

Entre corchetes, p-value de la hipótesis nula  $H = 0$ ; entre paréntesis p-value de la hipótesis nula  $H = 1$

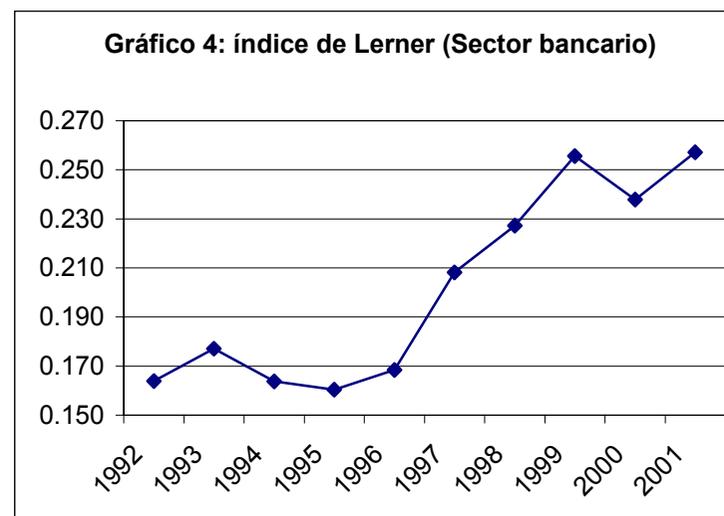
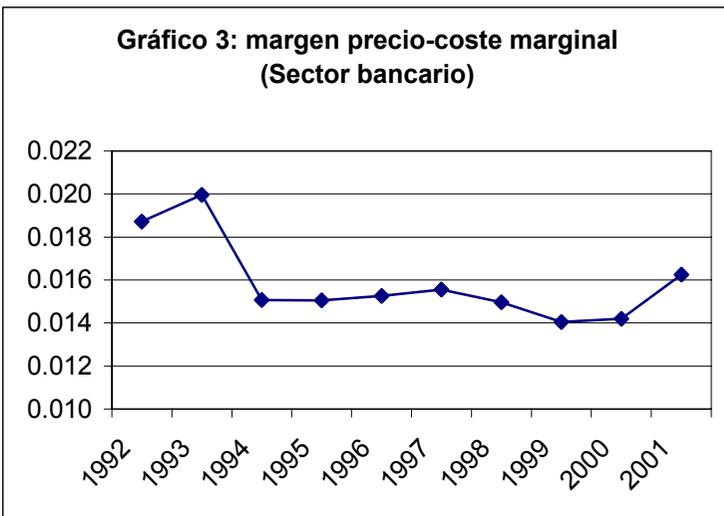
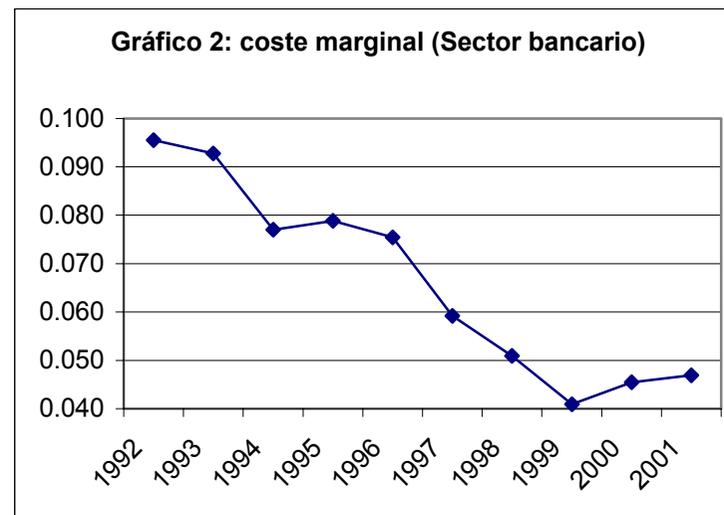
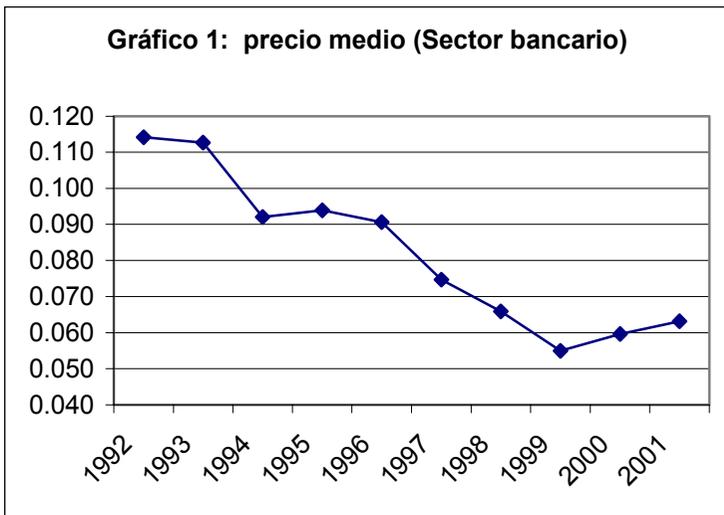
**Cuadro 4: Estadístico H de Panzar y Rosse (1987) por grupos de especialización**

Variable	Banca de intermediación	Banca universal	Banca interbancario	Banca sin red
1992-2001	0.587 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.672 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.632 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.669 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)
1992-1996	0.739 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.657 <sup>CM</sup> [0.000] (0.008)	0.763 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.687 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)
1997-2001	0.604 <sup>CM</sup> [0.000] (0.000)	0.635 <sup>CM</sup> [0.000] (0.029)	0.614 <sup>CM</sup> [0.000] (0.017)	0.545 <sup>CM</sup> [0.000] (0.004)

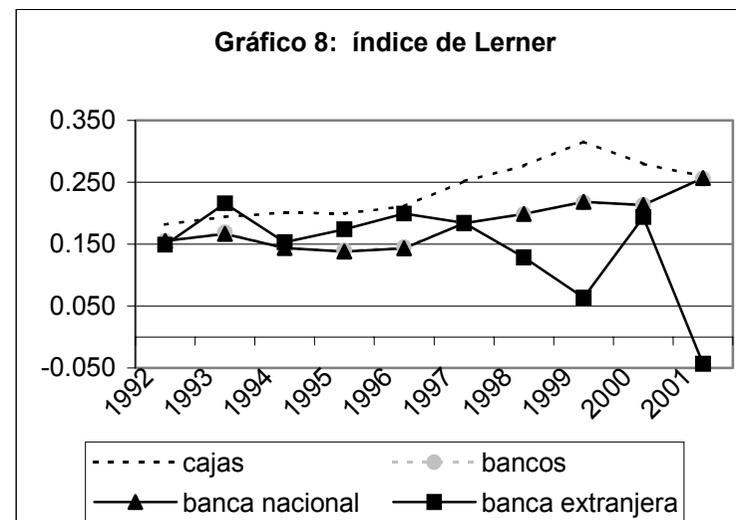
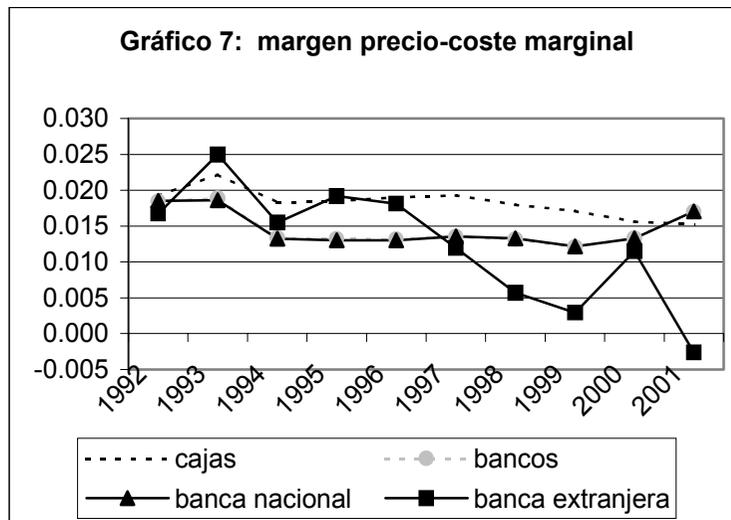
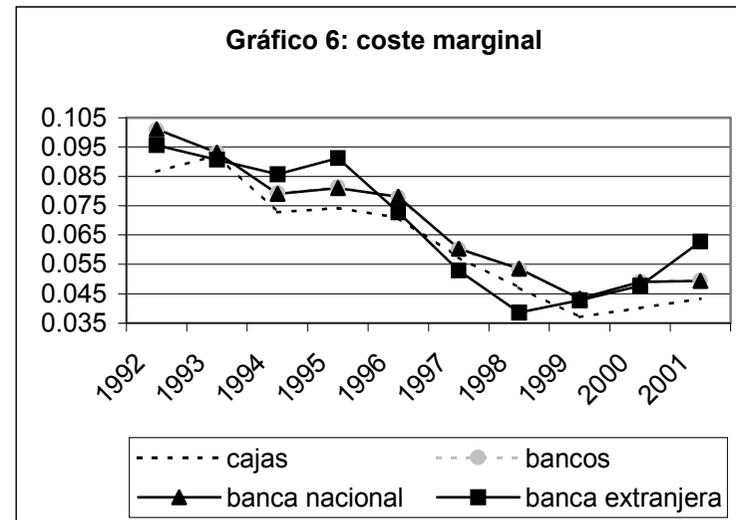
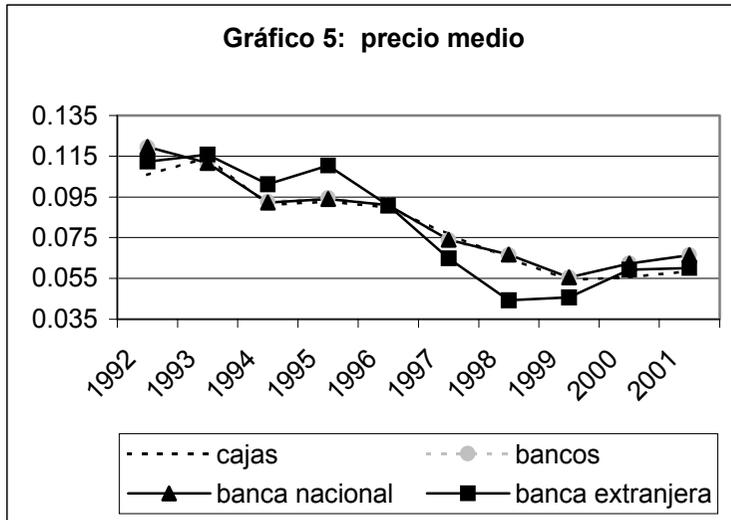
CM significa que no es posible rechazar que  $H > 0$  y  $H < 1$  (competencia monopolística);

CP significa que no es posible rechazar que  $H = 1$  (competencia perfecta)

Entre corchetes, p-value de la hipótesis nula  $H = 0$ ; entre paréntesis p-value de la hipótesis nula  $H = 1$

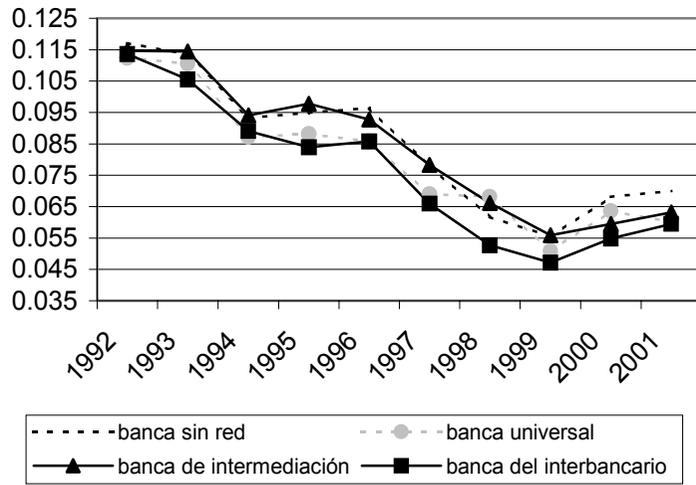


Fuente: AEB, CECA y elaboración propia

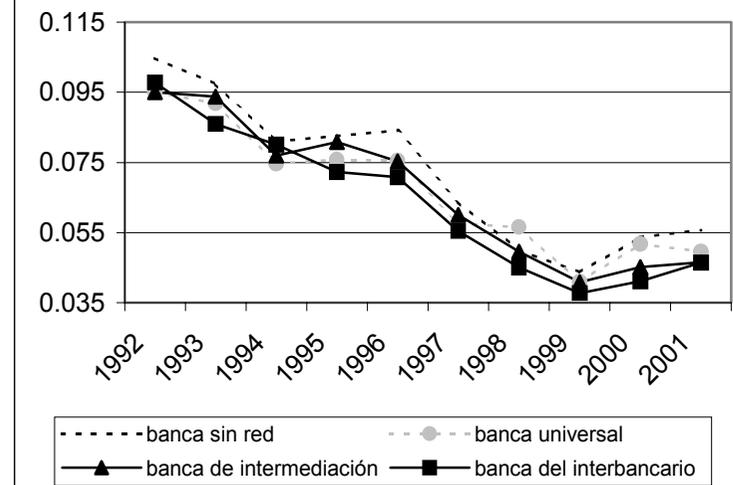


Fuente: AEB, CECA y elaboración propia

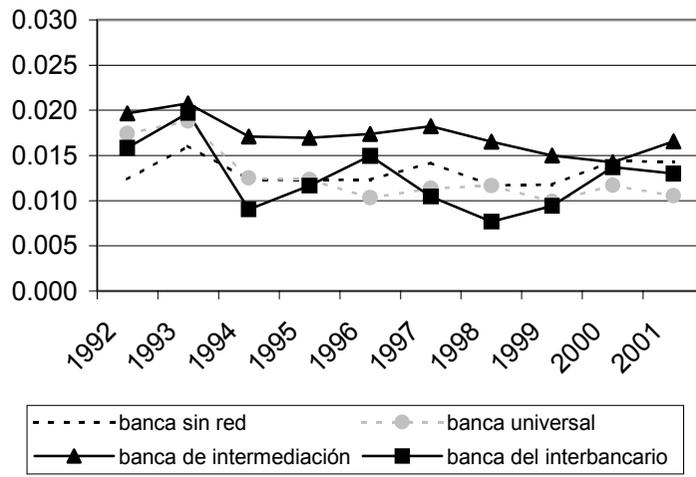
**Gráfico 9: precio medio**



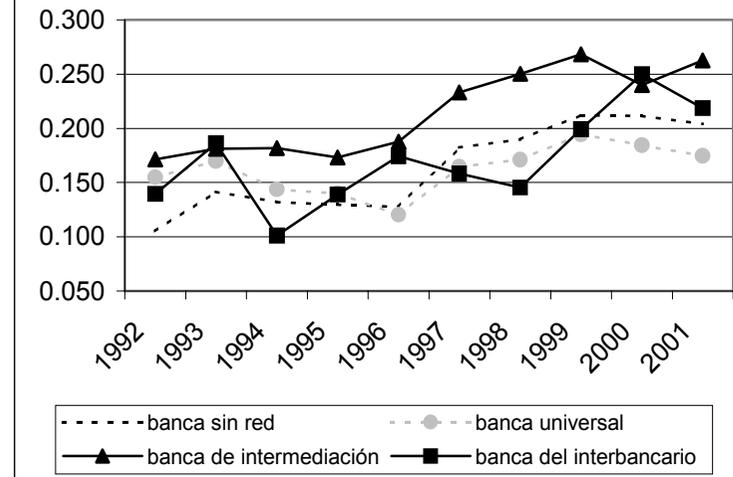
**Gráfico 10: coste marginal**



**Gráfico 11: margen precio-coste marginal**



**Gráfico 12: índice de Lerner**



Fuente: AEB, CECA y elaboración propia