

COMPETENCIA *VERSUS* PODER DE MONOPOLIO EN LA BANCA ESPAÑOLA *

Joaquín Maudos y Francisco Pérez**

WP-EC 2001-09

Correspondencia a: Joaquín Maudos, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, C/Guardia Civil, 22, Esc. 2, Primero, 46020-Valencia, Tel. 96-393 08 16, Fax 96-393 08 56, e-mail: joaquin.maudos@ivie.es

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

Primera Edición Marzo 2001

Depósito Legal: V-1905-2001

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

* Los autores agradecen los comentarios de un evaluador anónimo. Asimismo, agradecen al Ivie la información facilitada para la elaboración del trabajo. El trabajo se enmarca en los proyectos de la DGICYT (SEC98-0895) y de la Generalitat Valenciana (GV99-103-1-08)

** J. Maudos y F. Pérez: Ivie y Universitat de València.

COMPETENCIA *VERSUS* PODER DE MONOPOLIO EN LA BANCA ESPAÑOLA

Joaquín Maudos y Francisco Pérez

RESUMEN

Este trabajo analiza el grado de competencia de los bancos y cajas de ahorros españolas en el periodo 1992-99 utilizando para ello dos instrumentos de la organización industrial: el contraste de Panzar y Rosse (1987) y la estimación de índices de Lerner. El contraste de Panzar y Rosse no permite rechazar la hipótesis de competencia monopolista ni en cajas ni en bancos para el periodo completo 1992-99. No obstante, en los años iniciales no es posible rechazar la hipótesis de competencia perfecta en los bancos. El índice de Lerner muestra diferencias en el poder de monopolio de cajas y bancos, siendo mayor el de las cajas de ahorros. Su evolución en el tiempo muestra un aumento del poder de mercado a partir de 1996 coincidiendo con la fase alcista del ciclo económico. 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, sector bancario

JEL: D40, G21, L10

ABSTRACT

This paper analyses the degree of competition among banks and savings banks during the 1992-99 period using two industrial organisation tools: the Panzar and Rosse contrast (1987) and Lerner's estimation of indices. Panzar and Rosse's contrast does not allow to reject the monopolistic competition hypothesis neither of savings banks nor banks for the whole 1992-99 period. However, during the first years it is not possible to reject the perfect competition hypothesis of banks. Lerner's index shows differences in the monopoly power of savings banks and banks, being the power of savings banks greater. Its time evolution shows an increase in market power since 1996 which coincides with the rising phase of the economic cycle. 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, banking sector.

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, siendo generalizada, si bien no unánime, la opinión de que se ha producido un crecimiento en los niveles de competencia¹.

El desarrollo de la economía de la organización industrial ha puesto a nuestra disposición instrumentos que nos 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.

En este contexto, en el trabajo vamos a utilizar dos instrumentos de la organización industrial que han sido escasamente utilizados en el caso del sector bancario español y que, por tanto, pueden aportar información adicional a la obtenida en otros trabajos que utilizan otros contrastes de competencia: el contraste desarrollado por Panzar y Rosse (1987), basado en la estimación de una función de ingresos y, más concretamente, en el grado de respuesta de los ingresos ante cambios en los precios de los factores de producción; y la estimación del índice de Lerner a partir del cálculo de precios y costes marginales. La ventaja de este último indicador es que permite analizar la evolución temporal del grado de competencia con mayor detalle de lo que permiten otros contrastes de competencia.

El contraste propuesto por Panzar y Rosee (1987) ha sido aplicado en varios trabajos al caso del sector bancario. Molyneux et al. (1994) y Bikker y Groeneveld (1998) lo aplican a varios sectores

¹La 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. Saurina (1997) obtiene como resultado una pérdida de poder de mercado de la banca a partir de la construcción de la ratio q de Tobin para el periodo 1968-94 (Salas y Saurina (2000) extienden el ejercicio para el periodo 1968-98 manteniéndose el mismo resultado). 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 los episodios de “guerras” de las supercuentas y del hipotecario. Finalmente, la evidencia aportada por Oroz y Salas (2000) no es concluyente respecto a que realmente las condiciones competitivas hayan evolucionado hacia una mayor competencia en los últimos años.

bancarios europeos², extendiendo este contraste adicionalmente al caso de EE.UU más recientemente De Bandt y Davis (2000). Para sectores bancarios concretos, Nathan y Naeve (1989) lo aplican en Canadá, y Vesala (1995) a una muestra de bancos finlandeses. Únicamente el trabajo de Molyneux et al. (1994) considera una muestra de bancos y cajas españolas, si bien para un periodo de tiempo (1986-1989) ya alejado del momento actual y con una muestra escasamente representativa³.

La estimación de índices de Lerner como indicadores del grado de poder de monopolio ha sido extensamente utilizada en el caso del 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 concreto del sector bancario español, no se dispone de ninguna aplicación del índice de Lerner.

El periodo analizado en este trabajo comprende los años 1992-99. Si bien con anterioridad al mismo ya se emprendieron 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, etc.)⁴, durante los noventa ha continuado el proceso liberalizador con medidas como la plena libertad de movimientos de capital (1992), modificación de la normativa sobre recursos propios (1993), directivas sobre el ratio de solvencia (1993), implantación en España de la segunda Directiva Bancaria (1994), etc. Trabajos anteriores (Saurina, 1997 y Salas y Saurina, 2000) han constatado que dichas medidas han reducido el poder de monopolio de las empresas. No obstante, ello no implica necesariamente que este conjunto de medidas haya eliminado por completo las rentas de monopolio, siendo el objetivo de este artículo profundizar en este aspecto, distinguiendo la situación comparativa de cajas y bancos.

El resto del trabajo se estructura de la forma siguiente. El apartado 2 describe brevemente los dos contrastes utilizados. El apartado 3 presenta la muestra y variables utilizadas, así como las formas funcionales estimadas. El apartado 4 muestra los resultados empíricos obtenidos tras la estimación del estadístico H de Panzar y Rosse y la estimación de los índices de Lerner. Finalmente, el apartado 5 contiene las conclusiones.

²Molyneux 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.

³Por ejemplo, para el año 1986 la muestra que utilizan sólo contiene 37 observaciones, a partir de la información de IBCA (International Bank Credit Analysis Ltd).

⁴Véase una análisis más detallado en Saurina (1997), Salas y Saurina (2000) y Pérez et al. (1999).

2. Metodología: el contraste de Panzar y Rosse (1987) y el índice de Lerner

Panzar y Rosse (1987) muestran que, en condiciones de competencia perfecta, y siempre partiendo del supuesto de que las empresas operan en sus niveles de equilibrio de largo plazo⁵, un crecimiento 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 varía⁶ mientras que el precio del output varía también en la misma proporción. Por el contrario, en competencia monopolística los ingresos crecen menos que proporcionalmente ante cambios en el precio de los factores de producción, siendo 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 (1987) derivan un contraste de competencia a partir de la estimación de ecuaciones de ingresos en forma reducida. En concreto, una forma de contrastar el grado de competencia existente en los mercados bancarios es calcular un índice construido como suma de las elasticidades de los ingresos bancarios ante variaciones en el precio de los inputs, siendo conocido este índice como estadístico H. Así, un valor del índice igual a uno es compatible con un mercado competitivo; un valor comprendido entre cero y uno supone la existencia de poder de mercado en un régimen de competencia monopolística, mientras que un valor negativo no permite rechazar la existencia de una situación de monopolio. En consecuencia, existe una relación creciente entre el grado de competencia y el valor del índice.

En el caso concreto que nos ocupa -contrastar el grado de competencia del sector bancario español y su evolución en los últimos años- la estimación de una función de ingresos requiere realizar las siguientes consideraciones. En primer lugar, el fuerte crecimiento de los ingresos distintos del cobro de intereses -ingresos no financieros- de los últimos años⁷, implica estimar una función de ingresos que debe incluir tanto los financieros como los no financieros. En segundo lugar, la producción bancaria

⁵Como demuestran Panzar y Rosse (1987), este supuesto es crucial en los modelos de competencia perfecta y competencia monopolista.

⁶La curva de costes medios se desplaza de forma paralela, no variando el nivel de output correspondiente al mínimos de los costes medios.

⁷Véase Banco Central Europeo (2000) para los sectores bancarios de la Unión Europea y Fernández de Guevara, Maudos y Pérez (2000) para el caso concreto del sector bancario español.

exige no sólo utilizar trabajo y capital físico, sino también recursos financieros dada la labor de intermediación financiera que realizan las empresas bancarias.

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

$$\log IT_{it} = \sum_{j=1}^3 \mathbf{a}_j \log w_{it}^j + \sum_{k=1}^2 \mathbf{b}_k \log S_{it}^k + \sum_{n=1}^3 E_{it}^n + \mathbf{e}_{it} \quad (1)$$

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 capacidad al que opera cada empresa y E son variables exógenas específicas de cada banco que afectan a los ingresos (como la especialización productiva).

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:

$$H = \sum_{j=1}^3 \mathbf{a}_j \quad (2)$$

no siendo posible rechazar la hipótesis de competencia perfecta si H vale 1, de competencia monopolística si H es menor o igual que uno, y de monopolio si H es menor o igual que 0. 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 (modelo de Chamberlain) es consistente con los datos.

La teoría de la organización industrial suministra otro instrumento para contrastar el grado de competencia: la estimación de índices de Lerner, definidos como el cociente entre el margen precio-coste marginal con respecto al precio.

La comparación del nivel y evolución del índice de Lerner entre bancos y cajas de ahorros nos ayudará a analizar las diferencias existentes entre el grado de competencia-poder de monopolio entre cajas y bancos españoles.

La derivación del índice de Lerner parte del problema estándar de la elección de un monopolista de la cantidad de producción que maximiza beneficios:

$$p = p(q) \cdot q - C(q) \quad (3)$$

donde la condición de primer orden es la siguiente:

$$dp/dq = p + qdp/dq - dC/dq = 0 \quad (4)$$

condición que equivale a que el coste marginal (CM) es igual al ingreso marginal (IM). Como el ingreso marginal, $IM = p(1 - 1/Ed)$, donde Ed es la elasticidad de la demanda, la condición de primer orden equivale a:

$$p = CM / (1 - 1/Ed) \quad (5)$$

o equivalentemente,

$$\frac{p - CM}{p} = \frac{1}{Ed} \quad (6)$$

siendo el lado izquierdo de la expresión anterior el índice de poder de monopolio de Lerner⁸. Este índice representa en qué medida el poder de mercado del monopolista le permite fijar un precio por encima del coste marginal, expresado este margen en proporción al precio. En el caso de la competencia perfecta (elasticidad de la demanda infinita), el valor del índice es cero, no existiendo por tanto poder de monopolio. A partir de ese caso extremo, cuando menor sea la elasticidad de la demanda mayor será el poder de monopolio para fijar un precio por encima del coste marginal.

⁸En caso de elegir óptimamente el precio en lugar de la cantidad, se llega a la misma expresión.

3. Variables y muestra utilizada

La muestra utilizada está formada por un total de 1273 observaciones de cajas y bancos en el periodo 1992-99. 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. 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 en términos del activo total 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 administración+amortizaciones y saneamiento de activos materiales e inmateriales+otras cargas de explotación)/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 de los recursos propios y el valor del inmovilizado, que se definen de la forma siguiente:

-recursos propios= capital suscrito+primas de emisión+reservas+reservas de revalorización+resultados de ejercicios anteriores-activos inmateriales-capital suscrito no desembolsado-acciones propias

-Inmovilizado: corresponde a la partida “activos materiales” del balance

Finalmente, respecto a las variables que captan la especialización, se utilizan tres: la relación créditos/activo, depósitos/activo y la ratio ingresos no financieros respecto al total de ingresos. Esta última variable pretende reflejar la distinta especialización bancaria hacia la actividad tradicional de intermediación que genera ingresos financieros *versus* la actividad de prestación de servicios que genera ingresos por comisiones. Las variables se definen de la forma siguiente:

-E1= créditos sobre clientes/activo

-E2= débitos a clientes/activo

-E3=ingresos no financieros⁹ (comisiones, rendimiento de la cartera de renta variable+resultado por operaciones financieras y otros productos de explotación)/ ingresos totales

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 (como, por ejemplo, la influencia del ciclo económico sobre el nivel de ingresos).

Para el cálculo de los costes marginales (necesarios para la estimación del índice de Lerner) se parte de la estimación de una función de costes conjunta para cajas y bancos. Al igual que en la estimación de las funciones de ingresos, en la estimación de la función de costes 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 se traduce en desplazamientos de la función de costes a lo largo del tiempo.

Para la medición del output bancario se va a utilizar una estimación corregida del activo de cada empresa bancaria. El supuesto de partida es que el flujo de bienes y servicios bancarios que produce un banco es proporcional al activo total. Además, el supuesto de un solo output es una condición necesaria en la derivación del modelo de Panzar y Rosse (1987). En consecuencia, el coste marginal estimado hace referencia al output total.

⁹La definición de ingresos no financieros coincide con la utilizada por el Banco Central Europeo (2000).

Sin embargo, la utilización del activo total como proxy del output bancario no tiene en cuenta la creciente importancia de operaciones sin una contrapartida en el balance y que generan ingresos, vía comisiones. Si no se consideran se produce una infravaloración del output bancario con un doble efecto: en primer lugar, afecta a la estimación de la función de costes y, en consecuencia, a los costes marginales, que estarán sobrevalorados si el crecimiento es más rápido en este tipo de actividades; en segundo lugar, afecta al cálculo del precio medio, sobrevalorándolo también al no tener presente que parte de los ingresos de las entidades proceden de la prestación de servicios que no aparecen reflejados en el balance, siendo creciente su importancia en el tiempo (comisiones por comercialización de fondos de inversión, de pensiones, seguros, etc.). Como muestran Fernández de Guevara et al. (2000), la estructura de ingresos de las empresas bancarias españolas ha cambiado en los últimos años, aumentando la importancia relativa de los ingresos no financieros (“non interest income”).

Con objeto de estimar el output asociado a la producción de servicios que generan comisiones y que no aparece reflejado en el balance, se adopta el supuesto de que los precios unitarios del output que aparece reflejado en el balance y el que no aparece en dicho balance son iguales¹⁰:

$$P_A = Ing_A / A = P_B = Ing_B / B \quad (7)$$

donde Ing_A e Ing_B son los ingresos asociados a los outputs A y B, respectivamente.

Con dicho supuesto tenemos que,

$$B = \frac{Ing_B}{Ing_A} A \quad (8)$$

$$A + B = A \left(1 + \frac{Ing_B}{Ing_A}\right) \quad (9)$$

por lo que el output “real” agregado que incorpora la producción de servicios que generan comisiones se obtiene multiplicando el activo de cada entidad (A) por un cociente que recoge el cambio en la estructura de ingresos¹¹:

¹⁰Si bien este supuesto puede ser cuestionable, como se verá a continuación los resultados del trabajo se mantienen con independencia del indicador de output utilizado.

¹¹Una aproximación relativamente similar la adoptan Boyd y Gertler (1994).

Las funciones de costes estimadas adoptan la especificación translogarítmica, forma funcional que anida a la Cobb-Douglas. En nuestro caso particular, la función de costes translog adopta la siguiente expresión:

$$\begin{aligned}
 \ln C_{it} = & \mathbf{a}_0 + \sum_{j=1}^3 \mathbf{a}_j \ln w_{it}^j + 1/2 \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \mathbf{a}_{jk} \ln w_{it}^j \ln w_{it}^k + \mathbf{b}_0 \ln Y_{it} + \\
 & 1/2 \mathbf{b}_{00} \ln Y_{it}^2 + \sum_{j=1}^3 \mathbf{b}_{0j} \ln Y_{it} \ln w_{it}^j + \mathbf{g}_t T + 1/2 \mathbf{g}_{it} T^2 \\
 & + \sum_{j=1}^3 \mathbf{g}_{jT} T \ln w_{it}^j + \mathbf{g}_{t0} T \ln Y + \mathbf{I}_i + u_{it}
 \end{aligned} \tag{10}$$

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 \mathbf{I} los efectos fijos. Como es habitual, la estimación se realiza imponiendo las restricciones 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:

$$CM_{it} = \frac{C_{it}}{Y_{it}} (\mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_{00} \ln Y_{it} + \sum_{j=1}^3 \mathbf{b}_{0j} \ln w_{it}^j + \mathbf{g}_{t0} T) \tag{11}$$

estimándose el coste marginal del conjunto de cajas y bancos en un año determinado utilizando el valor medio de las variables que aparecen en la expresión anterior. Obsérvese que es posible estimar un valor del coste marginal para cada empresa y año del periodo analizado.

Por otra parte, el cálculo de los precios necesarios para la estimación del índice del Lerner y del margen precio-coste marginal se realiza como cociente entre los ingresos totales (financieros y no financieros) y el valor 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 anteriormente) aproxima el conjunto de servicios que ofrece la entidad, siendo necesario incorporar en los ingresos tanto los financieros como los no financieros (básicamente, comisiones).

4. Resultados

Contraste de Panzar y Rosse

La estrategia seguida para la estimación del estadístico H de Panzar y Rosse (1987) va a ser la siguiente. En primer lugar, la estimación del estadístico H se realiza a partir de la estimación de la función de ingresos para el conjunto de cajas y bancos de la muestra en el periodo completo 1992-99. En segundo lugar, y con objeto de contrastar posibles diferencias en los niveles de competencia-poder de mercado de cajas y bancos, se estiman las funciones de ingresos de forma separada para ambos tipos de entidades, distinguiendo a su vez la banca nacional de la banca extranjera. Y en tercer lugar, el posible incremento en los niveles de competencia de los años más recientes puede captarse estimando la función de ingresos con datos de panel para dos subperiodos separados en el tiempo: 1992-94 y 1997-99¹².

El cuadro 2 muestra el valor estimado del estadístico H así como el contraste de las distintas hipótesis de estructura de mercado. Para el periodo completo 1992-99, el valor estimado del estadístico H arroja un valor de 0,7099 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 cierto poder de monopolio, siendo la estructura de mercado de competencia monopolística, en lugar de monopolio o competencia perfecta¹³, manteniéndose así el resultado obtenido por Molyneux et al. (1994) para el periodo 1986-89.

¹²El cuadro 1 recoge los resultados de la estimación de la ecuación (1) referidos al periodo completo 1992-99, estando a disposición del lector interesado los resultados por subperiodos.

¹³Al 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.

Cuadro 1: Ecuación de ingresos (panel 1992-99)*

Variable dependiente: log(IT)

Variable	Bancos y cajas	Cajas	Total Bancos	Banca nacional
log(w1)	0,0254 (0,4562)	0,1137 (2,2894)	0,0124 (0,1751)	0,0172 (0,2248)
log(w2)	0,5628 (21,3490)	0,4328 (10,5553)	0,5663 (17,5276)	0,5281 (12,9852)
log(w3)	0,1216 (4,2552)	0,1715 (6,1834)	0,1128 (3,1612)	0,0985 (2,5030)
log(INMV)	0,2155 (7,8963)	0,1838 (6,3737)	0,2129 (14,8134)	0,1864 (5,2356)
log (RP)	0,5607 (17,4319)	0,1681 (5,4485)	0,6241 (14,8164)	0,6499 (15,2202)
E1	3,2529 (27,1377)	2,4126 (7,0095)	3,2570 (22,4427)	3,0409 (23,511)
E2	-0,3733 (-5,3302)	-0,0497 (-0,6963)	-0,3953 (-4,5270)	-0,3762 (-4,0912)
E3	-0,8636 (-4,8910)	-2,5749 (-10,6461)	-0,7933 (-3,6165)	-0,9260 (-4,0912)
Núm. obs.	1274	412	862	717
R2	0,99	0,99	0,99	0,99

* Estimación con efectos fijos y temporales
Entre paréntesis, ratio-t

Cuadro 2: Estadístico H de Panzar y Rosse (1987)

	SBE	Cajas	Total Bancos	Banca nacional
1992-99	0,7099 ^{CM} [0,0000] (0,0000)	0,7180 ^{CM} [0,0000] (0,0000)	0,6916 ^{CM} [0,0000] (0,0000)	0,6439 ^{CM} [0,0000] (0,0000)
1992-94	0,7636 ^{CM} [0,0000] (0,0366)	0,5121 ^{CM} [0,0000] (0,0000)	0,7776 ^{CP} [0,0000] (0,1150)	0,8354 ^{CP} [0,0000] (0,3492)
1997-99	0,4838 ^{CM} [0,0000] (0,0000)	0,4989 ^{CM} [0,0000] (0,0001)	0,4651 ^{CM} [0,0002] (0,0011)	0,5743 ^{CM} [0,0000] (0,0012)

*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 $H=1$.

La estimación de la función de ingresos de forma separada para cajas y bancos muestra cómo el valor del estadístico H es estadísticamente menor que uno tanto en los bancos (0,6916) como en las cajas (0,7180), 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 para la banca nacional, no siendo posible rechazar la hipótesis de competencia perfecta en la banca extranjera.

La estimación de la ecuación de ingresos para los subperiodos 1992-94 y 1997-99 muestra resultados interesantes. Para el agregado de cajas y bancos, no es posible rechazar la hipótesis de competencia monopolística ni en el primer y en el último subperiodo considerado. Los resultados separados para cajas y bancos son bien distintos. Así, en el caso concreto de los bancos, no es posible rechazar la hipótesis nula de que H sea igual a uno en el subperiodo 1992-94 ($H=0,7776$), siendo este resultado compatible con la existencia de competencia perfecta. Por contra, en las cajas el resultado es concordante con la competencia monopolística, permaneciendo estable el valor del estadístico H^{14} . En el subperiodo más reciente, no es posible rechazar la hipótesis de competencia monopolística ni en

¹⁴Los resultados son robustos en caso de considerar como ingresos únicamente los financieros.

cajas ni en bancos. Los resultados referidos al grupo de bancos nacionales son coincidentes con los correspondientes al total de la banca, no siendo posible rechazar la hipótesis de competencia perfecta en la banca extranjera¹⁵.

Como pone claramente 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 este supuesto de equilibrio de largo plazo, y siguiendo la estrategia de 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 rentabilidad¹⁶. Para ello, se reestima el valor del estadístico H a partir de la estimación de la ecuación de ingresos (1), con un indicador de rentabilidad como variable a explicar. La condición de equilibrio de 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 la típica actividad bancaria¹⁷, el cuadro 3 muestra el valor del estadístico H. En todos los casos, con la excepción de la estimación correspondiente al sector bancario en el periodo completo 1992-99, no es posible rechazar la hipótesis de que el estadístico H es igual a cero, garantizándose de esta forma la condición de equilibrio de largo plazo¹⁸.

Margen precio-coste marginal: índices de Lerner

La estimación de los costes marginales necesarios para el cálculo del índice de Lerner se realiza a partir de la estimación de una función de costes translogarítmica para el conjunto de cajas y bancos de la muestra utilizada.

¹⁵Dada el posible problema de multicolinealidad asociado a la elevada correlación existente entre los recursos propios y el inmovilizado, se ha contrastado la sensibilidad de los resultados eliminando una de las dos variables en la estimación de la ecuación (1). En todos los casos se mantienen los resultados.

¹⁶La 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.

¹⁷Utilizamos el margen de explotación en lugar del beneficio antes de impuesto ya que este último está afectado por partidas de naturaleza atípica que, en ocasiones, poco tienen que ver con la actividad bancaria.

¹⁸Sin en lugar de utilizar el activo como variable de escala utilizamos los recursos propios, se cumple en todos los casos la condición de equilibrio de largo plazo.

Cuadro 3: Contraste de la condición de equilibrio de largo plazo

	SBE	Cajas	Total Bancos	Banca Nacional
1992-99	-0,6104*	-0,5867	-0,6621	0,4649
1992-94	0,0307	-1,2626	0,1454	0,7105
1997-99	-0,7311	-0,9147	-0,9463	-0,648

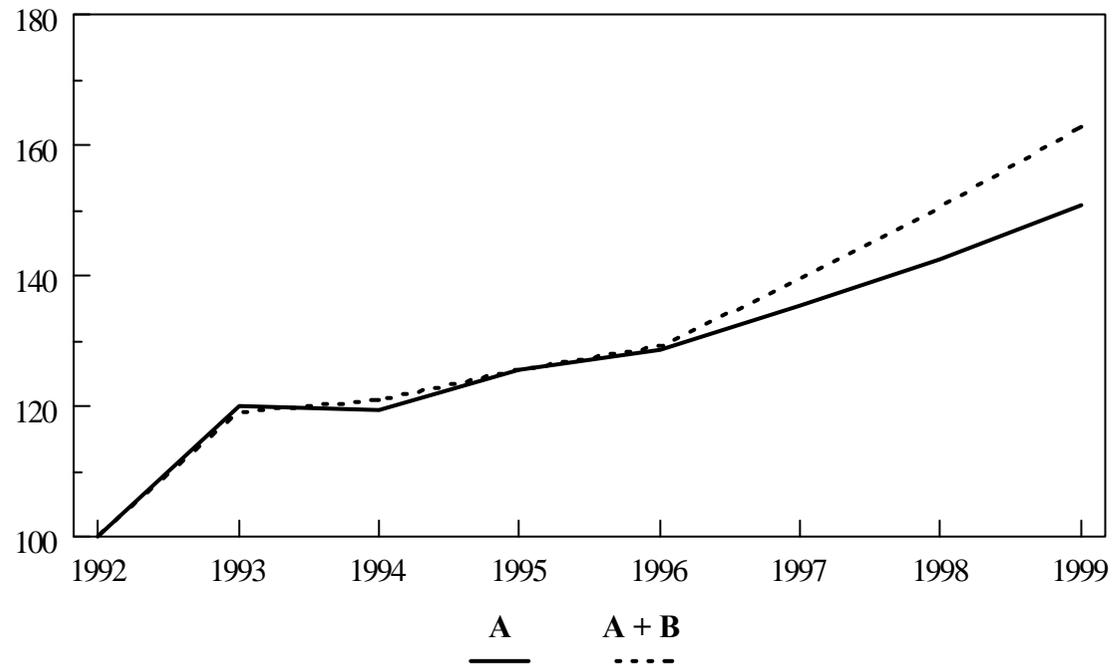
* Estadísticamente distinto de cero al 5%. El resto de parámetros no son estadísticamente distintos de cero.

La estimación de los costes marginales va a depender de la variable proxy que mide el output bancario. El gráfico 1 muestra la evolución del output bancario en términos reales utilizando las dos aproximaciones descritas anteriormente: el activo total y el activo ampliado obtenido de acuerdo con la expresión (9). Igualando a 100 el valor del output en 1992, se observa que mientras que el activo total de cajas y bancos ha crecido en términos reales un 50% en el periodo analizado, el output ampliado tras considerar la producción de servicios que generan ingresos no financieros ha crecido un 63%. Se aprecia que es a partir de 1996 cuando más se aleja la evolución de ambos indicadores de la producción bancaria como consecuencia del mayor crecimiento de la relación entre los ingresos no financieros y los financieros en los últimos años. Por tanto, los costes marginales van a ser menores cuando utilicemos al output ampliado, siendo mayores las diferencias en el periodo 1996-99¹⁹.

Antes de comentar los resultados obtenidos en términos del índice de Lerner, es de interés analizar la evolución de los distintos elementos integrantes del índice: la evolución de los precios, de los costes marginales y del margen precio-coste marginal. El cálculo de los valores medios que se recogen en el anexo, a partir de los cuales se construyen los gráficos que se comentan a continuación, ha sido realizado ponderando los valores individuales de bancos y cajas en función de su activo, siendo por tanto medias ponderadas.

¹⁹El cuadro del anexo contiene la información detallada de precios, costes marginales, márgenes e índices de Lerner para cada uno de los años considerados.

Gráfico 1. Evolución del output bancario
1992=100



Fuente: AEB y CECA.

Tomando como referencia inicial el conjunto de cajas y bancos, el gráfico 2 muestra la evolución del precio medio del output bancario para el periodo 1992-99 utilizando como proxy del output el activo total según balance (A) y el output agregado que considera adicionalmente la producción de servicios que generan comisiones (A+B), estimado este último según se detalla en la sección anterior. Se constata en ambos casos una importante reducción del precio medio, ya que de partir de un valor de 0,114-0,107, según las dos medidas de output, en 1992, en 1999 se sitúa en un valor de 0,055-0,0479. El patrón de la evolución temporal de ambos precios es similar, siendo lógicamente inferior el precio del output agregado.

En el caso del coste marginal (gráfico 3), 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 4) ha experimentado un recorte cercano a un punto porcentual, produciéndose la caída más acusada en la recesión de 1993-94 para, a partir de 1997, volver a caer más lentamente. El margen correspondiente al output “ampliado” es inferior al correspondiente al aproximado por el balance de cada entidad, siendo la evolución de los dos márgenes muy similar.

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 1999, si bien el índice permanece relativamente estable en el periodo 1992-96 y aumenta a partir de entonces. En consecuencia, no se ha producido en crecimiento en el grado de competencia entre las empresas bancarias españolas en los últimos años, sino más bien todo lo contrario.

La reducción de la intensidad de la competencia a partir de 1996 está en concordancia con los resultados obtenidos por Oroz y Salas (2000) en base a la estimación de indicadores de márgenes de beneficio relativos²⁰. En concreto, 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 0,40 en 1999. Por su parte, el margen relativo de pasivo, si bien se reduce hasta 1996, aumenta partir de entonces, siendo el valor del margen en 1999 prácticamente similar al de 1992. En consecuencia, la

²⁰Oroz y Salas (2000) 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.

Gráfico 2. Evolución del precio medio
Sector bancario

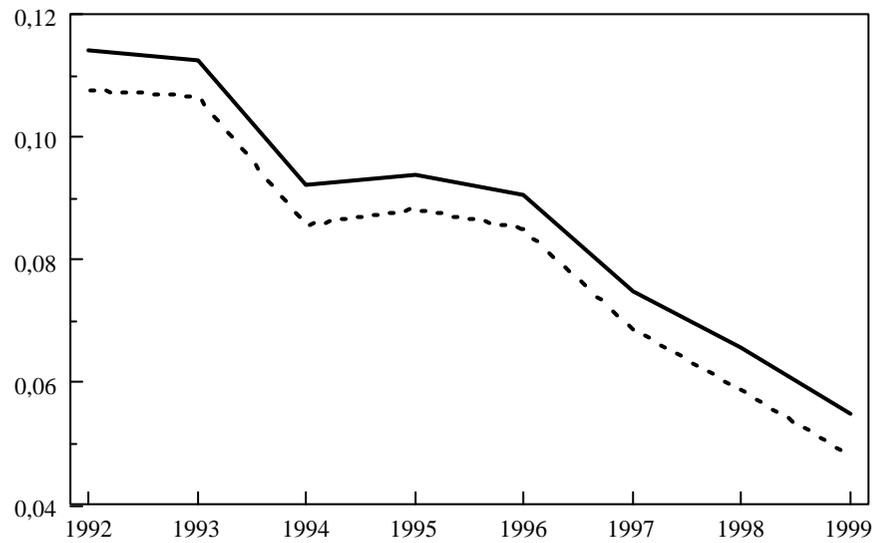


Gráfico 3. Evolución del coste marginal
Sector bancario

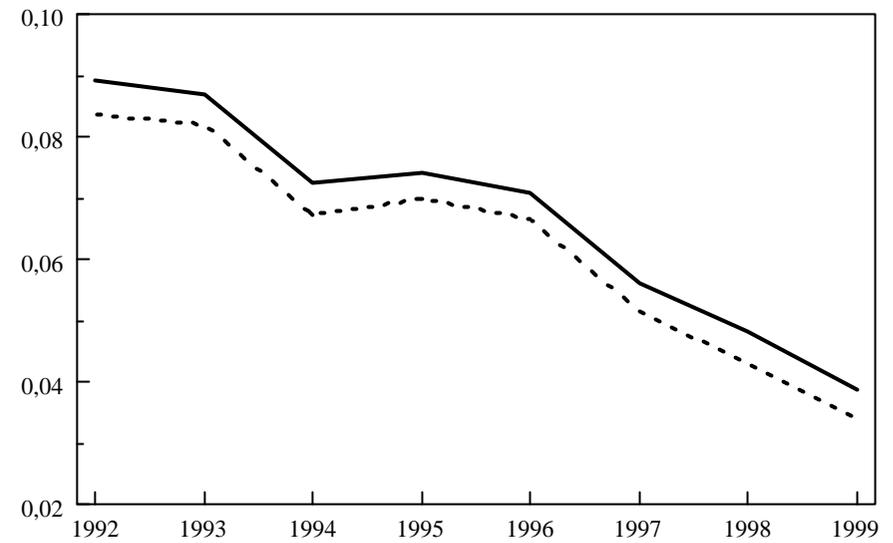


Gráfico 4. Margen precio-coste marginal
Sector bancario

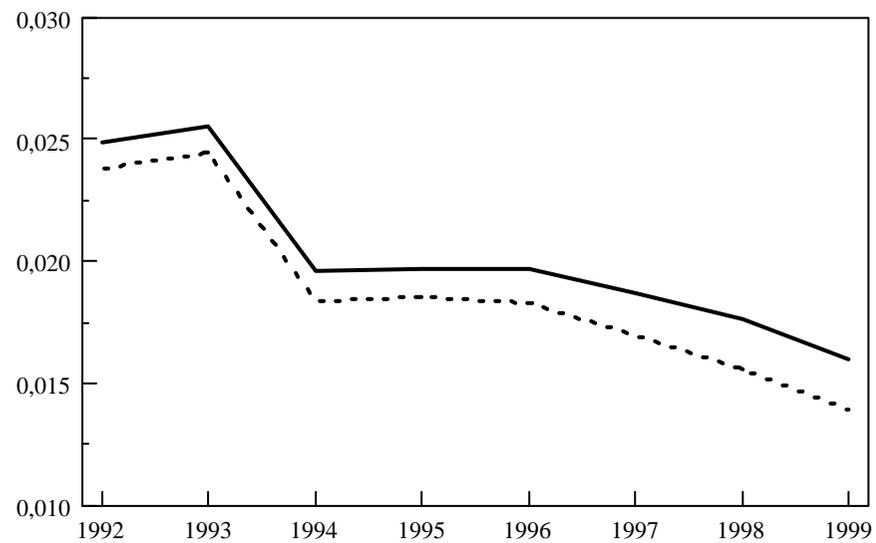
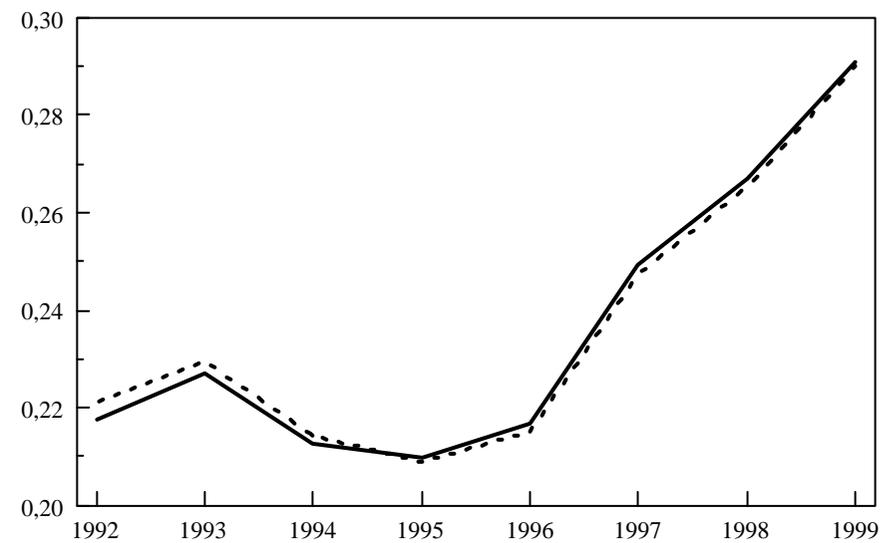


Gráfico 5. Evolución del Índice de Lerner
Sector bancario



Fuente: AEB, CECA y elaboración propia.

— A - - - - A + B

utilización de un margen relativo de beneficios no permite apoyar la hipótesis de un crecimiento de los niveles de competencia del sector bancario español en los últimos años.

La información de forma separada para cajas y bancos la proporciona los gráficos 6 a 9 cuando se aproxima la producción bancaria según el balance y los gráficos 9 a 12 cuando se amplía el output bancario de la forma descrita anteriormente. 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 esta última que se muestra a continuación.

Por lo que se refiere a la primera medida del output, el gráfico 6 presenta la evolución del precio medio del activo de 1992 a 1999 distinguiendo cajas, banca nacional y banca extranjera. Se aprecia claramente una fuerte reducción del precio medio del activo, 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. Dicha reducción es continua, con la excepción del periodo 1994-96 durante el cual se produce un estancamiento del precio medio de las entidades nacionales. 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 7 constata una importante reducción del coste marginal en el periodo analizado, si bien, al igual que en el caso de la evolución de los precios, se produce un estancamiento de 1994 a 1996. Se observa también que los costes marginales de las cajas son algo inferiores a los de los bancos.

La evolución del margen precio-coste marginal (gráfico 8) ha sufrido un importante recorte en el periodo analizado, reducción que ha sido más acusada en los bancos que en las cajas de ahorros. Así, el margen precio-coste marginal pasa de un valor de 2,37% a 1,83% en las cajas, y de 2,55% a 1,46% en los bancos. Se observa también que el margen precio-coste marginal con que operan las cajas es superior al de los bancos en todos los años considerados. 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 1995, siendo el margen en 1999 cercano a cero. La causa de esta evolución diferencial de las entidades extranjeras es la más fuerte caída de los precios medios que reflejaba el gráfico 6.

Gráfico 6. Evolución del precio medio
(Ingresos totales/A)

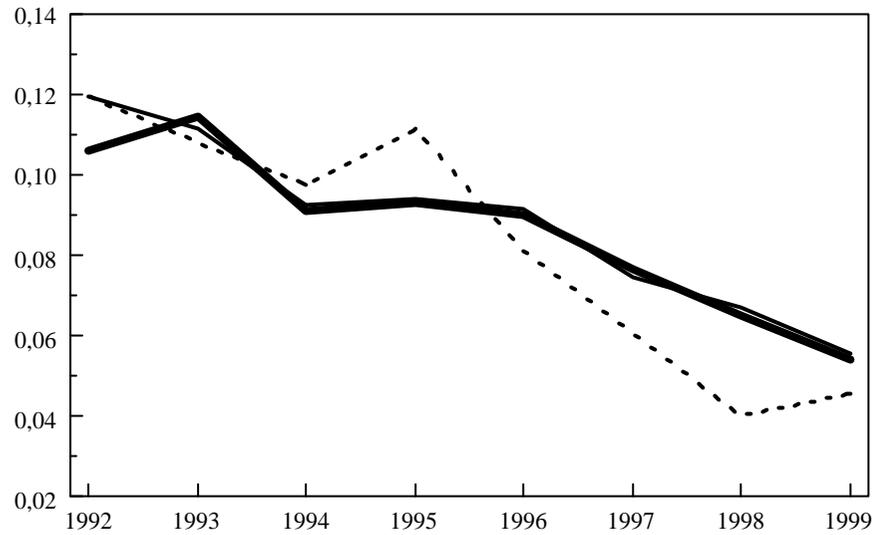


Gráfico 7. Evolución del coste marginal

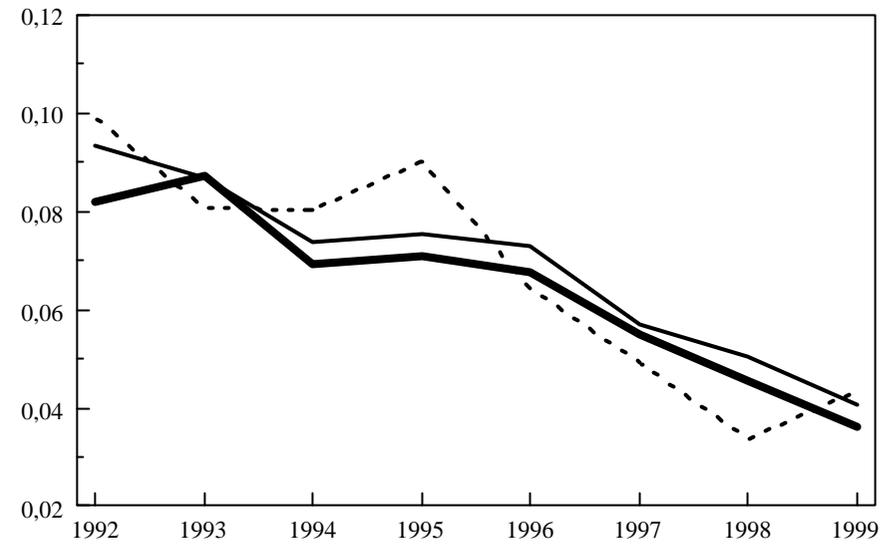


Gráfico 8. Margen precio-coste marginal

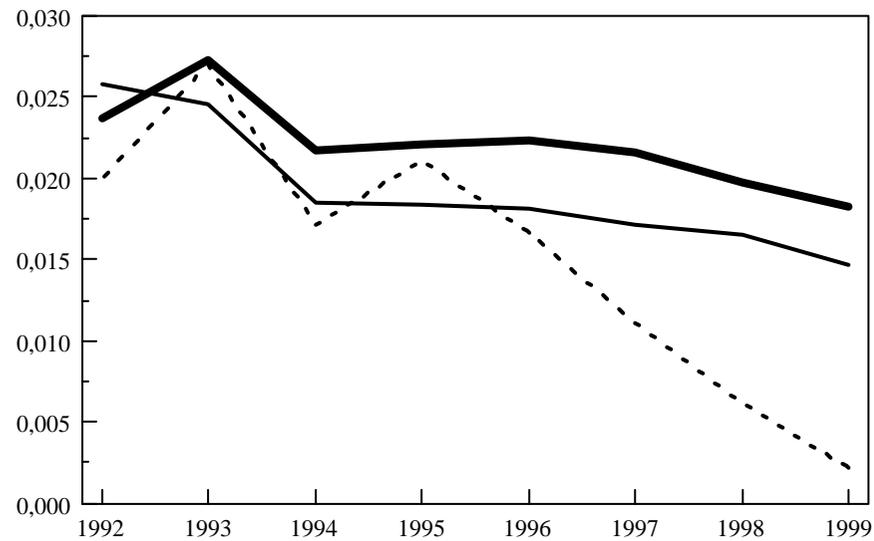
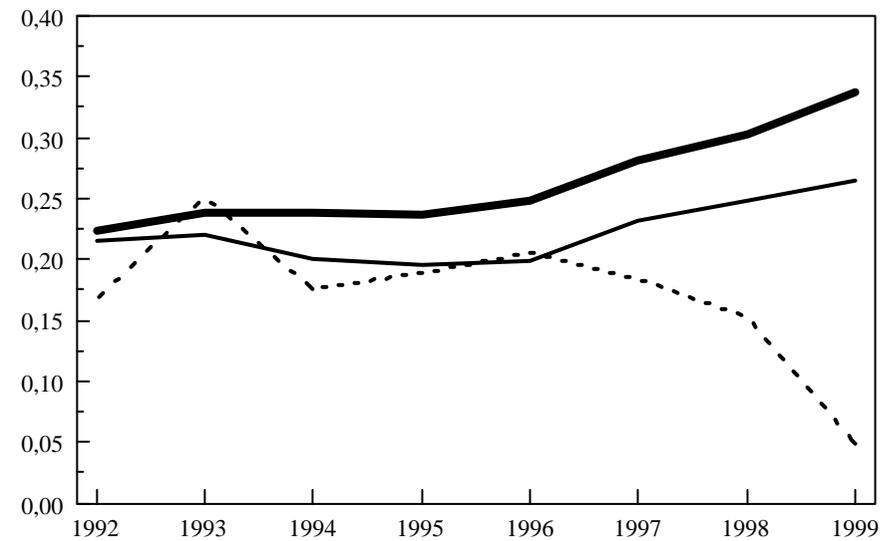


Gráfico 9. Evolución del Índice de Lerner



Fuente: AEB, CECA y elaboración propia.

— B. Nacional - - - B. Extranjera — Cajas

En el caso del índice de Lerner, el gráfico 9 muestra varios rasgos a destacar. En primer lugar, el valor del índice es superior en las cajas que en los bancos, lo que indica que el poder de monopolio 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, produciéndose la mayor diferencia en 1999. En tercer lugar, se aprecia una evolución desigual del índice de Lerner en el periodo analizado. Así, de 1992 a 1995 el índice de Lerner experimenta una caída en los bancos y un ligero aumento en las cajas, por lo que en estos primeros años se aprecia una reducción del poder de mercado de los bancos y un leve aumento en las cajas. Por contra, a partir de 1996 el valor del índice crece de forma continua, tanto en cajas como en bancos, aumentando de esta forma el poder de mercado de las empresas bancarias. Y en cuarto lugar, los menores valores del índice de Lerner corresponden a la banca extranjera, sobre todo al producirse una acusada caída del mismo desde 1996.

La conclusión que se desprende de la visión conjunta de los gráficos anteriores es que se ha producido un estrechamiento del margen precio-coste marginal al igual que el que se observa en la evolución de otros 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 es compatible con el aumento del poder de mercado.

En caso de considerar la segunda definición de output, que incluye la producción de servicios que generan comisiones, los gráficos 10 a 13 constatan nuevamente una reducción de precios, costes marginales y de márgenes, tanto en cajas como en bancos. En cuanto al índice de Lerner, considerando la situación inicial (1992) y final (1999), el poder de mercado aumenta tanto en las cajas de ahorros como en los bancos nacionales y cae en la banca extranjera, siendo los perfiles del gráfico 13 similares a los correspondientes del gráfico 9.

5. Conclusiones

El objetivo de este trabajo ha sido aportar evidencia empírica acerca del grado de competencia del sector bancario español mediante la estimación de dos medidas de poder de monopolio: el estadístico H, propuesto por Panzar y Rosse, y el índice de Lerner. Ambas medidas han sido estimadas tanto a los bancos como a las cajas de ahorros españolas en el periodo 1992-99.

Gráfico 10. Evolución del precio medio
(Ingresos totales/A+B)

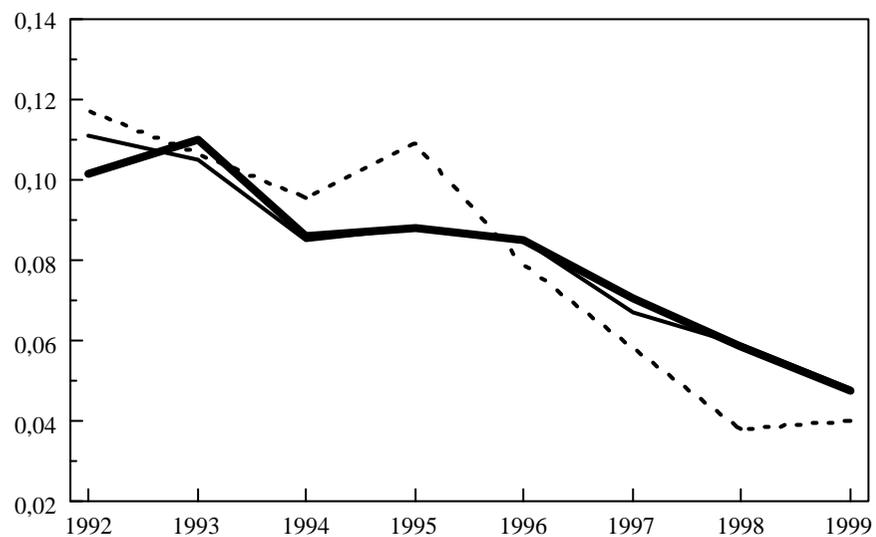


Gráfico 11. Evolución del coste marginal (A+B)

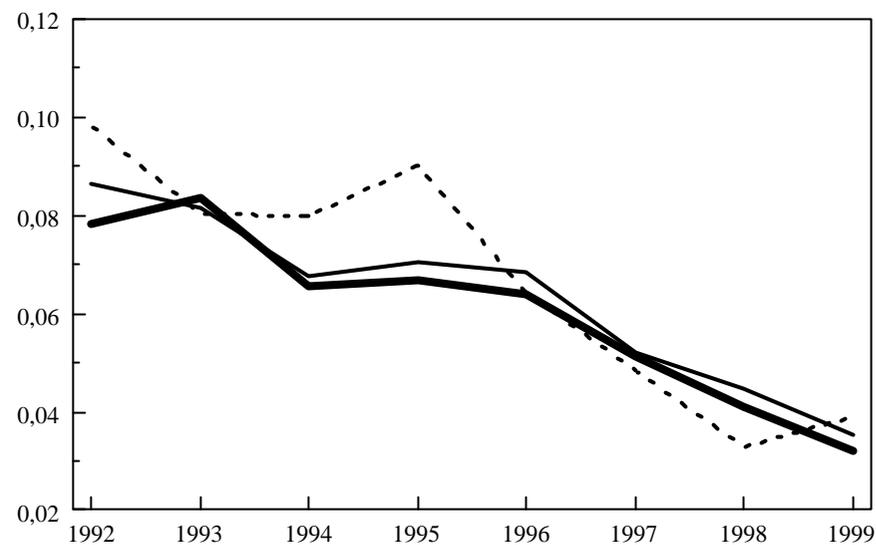


Gráfico 12. Margen precio-costes marginales

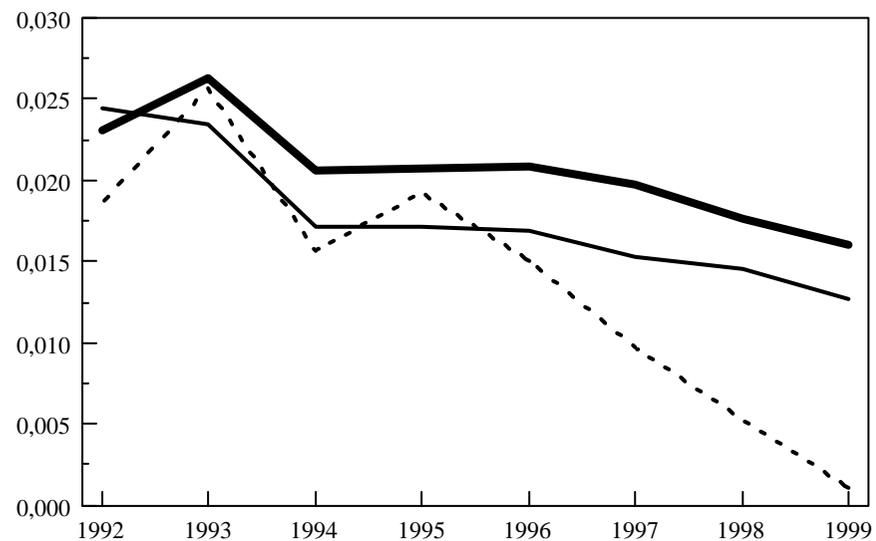
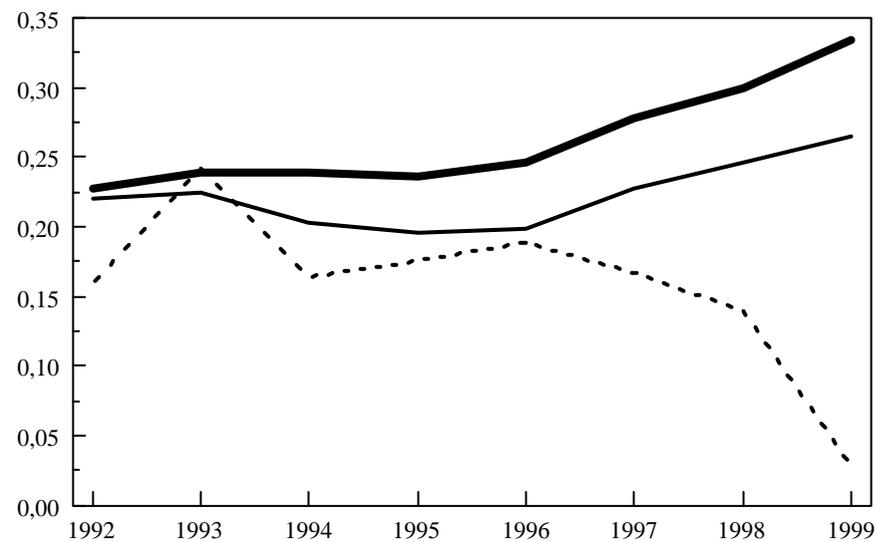


Gráfico 13. Índice de Lerner (A+B)



Fuente: AEB, CECA y elaboración propia.

— B. Nacional - - - B. Extranjera — Cajas

La aplicación del contraste de Panzar y Rosse para el conjunto de empresas que forman el sector bancario español en el periodo 1992-99 no permite rechazar la existencia de competencia monopolística. Este resultado se mantiene tanto para las cajas de ahorros como para la banca nacional, si bien en el caso de la banca extranjera el resultado del contraste es compatible con la existencia de competencia perfecta.

Por subperiodos, existen diferencias entre cajas y bancos. Así, en el caso concreto de los bancos (tanto nacionales como extranjeros), no es posible rechazar la hipótesis de competencia perfecta en los años iniciales (1992-94), mientras que en las cajas la evidencia es favorable a la existencia de competencia monopolística. En los últimos años (1997-99), no es posible rechazar la hipótesis de competencia monopolística ni en cajas ni en bancos nacionales, manteniéndose el resultado de competencia perfecta en la banca extranjera. En consecuencia, a pesar del amplio conjunto de medidas liberalizadoras implementadas en los últimos años, según estos resultados todavía subsisten rentas de monopolio en las cajas y bancos españoles.

La obtención de un precio medio para el output bancario y su correspondiente coste marginal -calculado este último a partir de la estimación de una función de costes translogarítmica permite derivar índices de Lerner para cada empresa y año de la muestra. Los resultados referidos al conjunto del sector bancario español muestran una caída del índice de 1992 a 1995 y un aumento acusado en los últimos años, de tal forma que en 1999 el valor del índice es superior al correspondiente a 1992. La comparación entre cajas y bancos muestra un valor del índice muy superior en las cajas de ahorros -mayor poder de monopolio- con una evolución distinta en el periodo analizado. Así, de 1992 a 1995 el índice de Lerner experimenta una caída en los bancos y un ligero aumento en las cajas. A partir de 1996 el índice crece tanto en cajas como en bancos, de tal forma que el poder de monopolio acaba siendo en 1999 superior al existente en 1992. En el caso de la banca extranjera, se ha producido una caída del índice de Lerner, siendo su valor muy inferior al de la banca nacional. En consecuencia, no se observa un crecimiento en los niveles de competencia entre las empresas bancarias españolas en los últimos años, pudiendo deberse en parte al crecimiento de la concentración de los mercados.

Los resultados obtenidos en términos del índice de Lerner son coherentes con los obtenidos con el estadístico H. Así, utilizando este último contraste, los resultados muestran una caída del valor del estadístico y, en consecuencia, una reducción de los niveles de competencia en los últimos años. En términos del índice de Lerner, el aumento de 1992 a 1999 implica un incremento del poder de mercado. Además, en el primer subperiodo 1992-94 el estadístico H no permite rechazar la hipótesis

de competencia perfecta en los bancos y de competencia monopolista en las cajas, siendo este resultado concordante con el mayor índice de Lerner de las cajas. Finalmente, el resultado de competencia perfecta para la banca extranjera está en línea con su menor valor del índice de Lerner.

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 de crecer incluso en los últimos años, ha podido actuar como una barrera de entrada. Y, en tercer lugar, la mayor presencia de las cajas en los mercados locales más concentrados les confiere de poder de mercado en la fijación de precios.

Respecto a la evolución del grado de competencia del sector bancario español, la comparación de los resultados con los obtenidos en 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. Saurina (1997) obtiene una pérdida de poder de mercado de la banca para el periodo 1968-94, manteniéndose el resultado para el periodo 1968-98 en Salas y Saurina (2000). Oroz y Salas (2000) 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 crítico la consideración del periodo posterior a dicho año. De hecho, en Oroz y Salas (2000), los márgenes relativos aumentan de 1996 a 1999.

En resumen, concluido el proceso desregulador del sector bancario, no se observa un mercado perfectamente competitivo sino de competencia imperfecta, siendo mayor el poder de monopolio de las cajas de ahorros. La existencia de barreras económicas a la entrada hace que el sector sea sólo en parte atacable. Como ya defendía Vives, hace un década (Vives, 1990), si bien han desaparecido las barreras de tipo legal, todavía existen barreras económicas y fuentes de poder de mercado, como la inversión en capital físico (oficinas, equipos informáticos, cajeros, etc.) y en capital intangible (reputación). En el caso concreto de las cajas de ahorros, la extensa red de sucursales puede resultar 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 en un futuro próximo la importancia de la red de oficinas como fuente de poder de mercado.

Finalmente, sería de interés extender la investigación realizada analizando la evolución y diferencias de poder de monopolio entre las empresas bancarias españolas en función de características como el tamaño y la especialización productiva. Alternativamente, también sería de interés realizar un estudio de los posibles factores explicativos del poder de monopolio (especialización, tamaño, características del mercado, etc.).

ANEXO

CAJAS Y BANCOS

	Output = Activo (A)				Output = Activo ampliado(A+B)			
	p	cm	p-cm	Í. de Lerner	p	cm	p-cm	Í. de Lerner
1992	0,1142	0,0894	0,0249	0,2177	0,1076	0,0838	0,0238	0,2213
1993	0,1125	0,0869	0,0255	0,2271	0,1067	0,0822	0,0245	0,2295
1994	0,0921	0,0725	0,0196	0,2127	0,0856	0,0673	0,0184	0,2144
1995	0,0939	0,0742	0,0197	0,2097	0,0883	0,0698	0,0185	0,2091
1996	0,0907	0,0710	0,0197	0,2167	0,0849	0,0667	0,0183	0,2150
1997	0,0750	0,0563	0,0187	0,2492	0,0686	0,0516	0,0170	0,2474
1998	0,0659	0,0483	0,0176	0,2672	0,0588	0,0432	0,0156	0,2655
1999	0,0550	0,0390	0,0160	0,2911	0,0479	0,0340	0,0139	0,2903

BANCOS

	Output = Activo (A)				Output = Activo ampliado(A+B)			
	p	cm	p-cm	Í. de Lerner	p	cm	p-cm	Í. de Lerner
1992	0,1193	0,0938	0,0255	0,2141	0,1111	0,0869	0,0242	0,2181
1993	0,1115	0,0868	0,0247	0,2216	0,1051	0,0815	0,0236	0,2247
1994	0,0925	0,0741	0,0184	0,1991	0,0854	0,0682	0,0172	0,2013
1995	0,0946	0,0761	0,0185	0,1952	0,0885	0,0713	0,0173	0,1949
1996	0,0911	0,0729	0,0181	0,1992	0,0850	0,0682	0,0168	0,1979
1997	0,0741	0,0570	0,0171	0,2306	0,0673	0,0519	0,0155	0,2296
1998	0,0663	0,0500	0,0163	0,2462	0,0588	0,0444	0,0144	0,2453
1999	0,0554	0,0409	0,0146	0,2627	0,0479	0,0353	0,0126	0,2630

CAJAS

	Output = Activo (A)				Output = Activo ampliado(A+B)			
	p	cm	p-cm	Í. de Lerner	p	cm	p-cm	Í. de Lerner
1992	0,1058	0,0821	0,0237	0,2242	0,1015	0,0784	0,0231	0,2272
1993	0,1145	0,0872	0,0272	0,2380	0,1099	0,0837	0,0263	0,2390
1994	0,0912	0,0694	0,0218	0,2386	0,0862	0,0655	0,0206	0,2393
1995	0,0928	0,0707	0,0220	0,2375	0,0878	0,0670	0,0207	0,2362
1996	0,0900	0,0676	0,0223	0,2484	0,0848	0,0640	0,0208	0,2457
1997	0,0767	0,0551	0,0216	0,2811	0,0708	0,0511	0,0197	0,2783
1998	0,0651	0,0454	0,0197	0,3028	0,0587	0,0411	0,0176	0,2998
1999	0,0543	0,0360	0,0183	0,3368	0,0478	0,0319	0,0160	0,3342

Fuente: AEB, CECA y elaboración propia.

ANEXO

BANCOS NACIONALES

	Output = Activo (A)				Output = Activo ampliado(A+B)			
	p	cm	p-cm	Í. de Lerner	p	cm	p-cm	Í. de Lerner
1992	0,1193	0,0935	0,0258	0,2161	0,1109	0,0864	0,0245	0,2206
1993	0,1117	0,0870	0,0246	0,2206	0,1051	0,0815	0,0235	0,2241
1994	0,0923	0,0739	0,0185	0,2001	0,0850	0,0677	0,0172	0,2029
1995	0,0939	0,0756	0,0184	0,1954	0,0878	0,0706	0,0172	0,1957
1996	0,0913	0,0731	0,0182	0,1991	0,0851	0,0683	0,0169	0,1981
1997	0,0743	0,0571	0,0172	0,2314	0,0673	0,0520	0,0153	0,2275
1998	0,0670	0,0504	0,0166	0,2476	0,0593	0,0447	0,0146	0,2469
1999	0,0555	0,0408	0,0147	0,2644	0,0479	0,0352	0,0127	0,2650

BANCOS EXTRANJEROS

	Output = Activo (A)				Output = Activo ampliado(A+B)			
	p	cm	p-cm	Í. de Lerner	p	cm	p-cm	Í. de Lerner
1992	0,1192	0,0991	0,0200	0,1681	0,1169	0,0983	0,0186	0,1591
1993	0,1078	0,0807	0,0271	0,2512	0,1063	0,0805	0,0257	0,2422
1994	0,0977	0,0805	0,0172	0,1757	0,0956	0,0799	0,0157	0,1641
1995	0,1114	0,0903	0,0211	0,1896	0,1092	0,0900	0,0192	0,1757
1996	0,0811	0,0644	0,0166	0,2053	0,0791	0,0642	0,0150	0,1890
1997	0,0605	0,0493	0,0111	0,1841	0,0582	0,0485	0,0097	0,1670
1998	0,0400	0,0339	0,0061	0,1533	0,0383	0,0330	0,0053	0,1388
1999	0,0457	0,0435	0,0022	0,0488	0,0402	0,0390	0,0011	0,0281

Fuente: AEB, CECA y elaboración propia.

Referencias bibliográficas

- Angelini, P. y Cetorelli, N. (1999): “Bank competition and regulatory reform, the case of the Italian banking industry”, mimeo.
- Banco Central Europeo (2000): *EU banks' income structure*, Abril 2000.
- 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.
- 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.
- Coello, J. (1994): “¿Son las cajas y los bancos estatégicamente equivalentes?”, *Investigaciones Económicas*, vol. XVII, núm. 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, núm. 2, 75-88.
- 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. (2000): “Estructura de ingresos y rentabilidad de las empresas en el sector bancario español”, Documento de trabajo WP-EC 17, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (Ivie),
- Freixas, X. (1996): *Los límites de la competencia en la banca española*, Fundación BBV.
- Maudos, J. (2001): “Rentabilidad, estructura de mercado y eficiencia en el sector bancario español”, *Revista de Economía Aplicada*, en prensa.
- Molyneux, P., Lloyd-Williams y Thornton, J. (1994): “Competitive conditions in European banking”, *Journal of Banking and Finance* 18, 445-459.

- Nathan, A. y Neave, E. (1989): "Competitona and contestability in Canada's financial system: Empirical results", *Canadian Journal of Economics* 22, 576-594.
- Oroz, M. y Salas, V. (2000): "Competencia, beneficios y eficiencia de la intermediación bancaria es 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.
- Salas, V. y Saurina, J. (2000): "Deregulation, market power and risk behavior in Spanish banks", mimeo.
- Saurina, J. (1997): "Desregulación, poder de mercado y solvencia en la banca española", *Investigaciones Económicas*, vol. XXI(1); 3-28.
- Shaffer, S. (1993): "A test of competition in Canadian banking", *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, 49-61.
- Vesala, J. (1995): "Testing competition in banking: behavioral evidence from Finland", Bank of Finland Studies, E:1,, Helsinki.
- Vives, X. (1990): "La nueva competencia", *Papeles de Economía Española*, núm. 44, 20-25.