

# **MEDICIÓN DE LA COMPETENCIA EN LOS MERCADOS BANCARIOS DE LAS REGIONES ESPAÑOLAS<sup>(\*)</sup>**

**Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso y Francisco Rodríguez Fernández  
(Universidad de Granada y FUNCAS)**

**(VERSIÓN REVISADA 22 DE JULIO 2002)**

**DIRECCIÓN PARA CORRESPONDENCIA:**

**Santiago Carbó Valverde  
Área de Fundamentos del Análisis Económico  
Departamento de Economía Aplicada  
Facultad de CC.EE. y Empresariales  
Universidad de Granada  
Campus de Cartuja s/n  
18071 GRANADA  
Tel. 958 24 37 17  
Fax. 958 24 40 46  
E-mail: [scarbo@ugr.es](mailto:scarbo@ugr.es)**

---

<sup>(\*)</sup> Agradecemos la ayuda prestada por la Fundación de las Cajas de Ahorros Confederadas (FUNCAS). Asimismo, agradecemos los comentarios y sugerencias recibidos por dos evaluadores anónimos y por los participantes en IV Encuentro de Economía Aplicada, donde se presentó una versión preliminar de este trabajo.

# **MEDICIÓN DE LA COMPETENCIA EN LOS MERCADOS BANCARIOS DE LAS REGIONES ESPAÑOLAS**

## **RESUMEN**

En este estudio se realiza una evaluación de la competencia bancaria en España a partir de varias metodologías tanto por tipo de entidad (bancos, cajas de ahorros), como a escala regional para el período 1986-1999. Los principales resultados revelan el escaso poder predictivo del paradigma tradicional de Estructura-Conducta-Resultados (SCP) para medir la competencia bancaria. En una segunda aproximación metodológica, el cálculo del estadístico-H de Rosse-Panzar muestra el rechazo, en términos generales, de la hipótesis de competencia perfecta en los mercados definidos. Por otro lado, los índices de Lerner obtenidos a partir de estimaciones de costes marginales empleando una función translogarítmica sugieren una cierta estabilidad de las condiciones competitivas a lo largo del tiempo, si bien permite observar una mayor intensidad de la competencia en el sector de cajas de ahorros tras la liberalización para la apertura de oficinas, a la vez que diferencias significativas entre las distintas regiones.

## **ABSTRACT**

Various methodologies are compared in this study in an attempt to measure bank competition in Spain by type of institution (commercial or savings banks) and by region for the period 1986-1999. The main results reveal a limited predictability power of Structure-Conduct-Performance (SCP) paradigm to measure bank competition. As a second approach, the computation of the Rosse-Panzar H-statistic shows the rejection of perfect competition in most of the markets analysed. Besides, the Lerner index obtained from marginal costs estimation using a translog function indicates the stability of these competitive conditions although it shows a particularly relevant rise in competition in the savings banks sector after branching liberalisation as well as some significant differences across regions.

**PALABRAS CLAVE:** entidades bancarias, competencia, mercados regionales

**KEY WORDS:** banks, competition, regional markets

**Clasificación JEL:** G21, R51

## 1. INTRODUCCIÓN

La medición de la competencia en el sector bancario presenta numerosas dificultades conceptuales y metodológicas. Un primer problema es la definición del mercado relevante, cuestión que resulta fundamental para poder obtener resultados concluyentes sobre el nivel de competencia en el mismo. En el caso de las entidades financieras minoristas –como son la mayoría de los bancos y cajas de ahorros españoles-, el mercado relevante sería el local o provincial. A diferencia de Estados Unidos, donde existen estadísticas bancarias a escala metropolitana, en España -al igual que en la mayoría de los países europeos- la desagregación máxima de la información disponible sobre el negocio bancario es provincial y regional. No obstante, la mayoría de los estudios europeos y españoles sobre competencia bancaria han utilizado el marco nacional a la hora de definir el mercado relevante, con lo que las conclusiones de buena parte de esos estudios pueden ser inexactas.

Un segundo problema se deriva de la metodología para evaluar la competencia bancaria. Los primeros trabajos de Organización Industrial (OI) aplicados al sector bancario se referían fundamentalmente al paradigma “Estructura-Conducta-Resultados” (o SCP, *Structure-Conduct-Performance*). En estos estudios, se parte de un modelo teórico de competencia donde la diferencia entre el precio de los activos y su coste marginal se expresa en función de las elasticidades de demanda respecto a la producción bancaria y de un parámetro estimado de competencia. Sin embargo, la mayor parte de la literatura tradicional de OI aplicada a la industria bancaria se encuentra con la dificultad de estimación del coste marginal, centrando el análisis empírico en el análisis de regresión de ecuaciones de precios o rentabilidad.

El presente estudio aspira a realizar una contribución en estas dos direcciones. En primer lugar, se emplean de forma más intensiva que en investigaciones anteriores variables competitivas relevantes definidas a escala provincial y regional, con lo que los resultados ganan en significación económica y poder explicativo. En segundo lugar, se desarrolla alternativamente una metodología que permite evaluar con mayor exactitud, para el sector bancario español, el grado de competencia y su evolución para el periodo 1986-1999. Este periodo resulta de gran interés por el importante

número de fusiones en el sistema bancario español y por la culminación del proceso de desregulación, donde ha tenido una especial incidencia la completa liberalización de apertura de oficinas por parte de las cajas de ahorros en cualquier provincia o región.

El estudio se estructura en seis apartados, además de esta introducción. En el apartado 2, se ofrece una panorámica de los principales estudios y modelos que han evaluado la competencia en el sector bancario. En el apartado 3, se describen los datos empleados en este estudio. A continuación, el apartado 4 recoge la metodología y los resultados del contraste de diferentes modelos que plantean la hipótesis SCP, aplicados al sector bancario español y sus mercados regionales en el periodo de estudio, así como una crítica a los mismos y a su carencia de significado económico. Ello servirá de base para que en los apartados 5 y 6 se empleen metodologías alternativas –en el contexto de la Nueva Organización Industrial- para una medición más exacta y correcta de las características y la evolución de la competencia bancaria en España. En lo que respecta a la caracterización de la estructura de mercado subyacente, en el apartado 5 se estima el “estadístico-H”. Por otro lado, para la aproximación de la evolución competitiva en los diferentes mercados (apartado 6), se calculan los índices de Lerner, mediante la estimación de los costes marginales a partir de una función de costes translogarítmica. Finalmente, se extraen las principales conclusiones del artículo (apartado 7).

## **2. LA MEDICIÓN DE LA COMPETENCIA BANCARIA: UNA PANORÁMICA**

### **2.1 Definición de mercado relevante**

El sector bancario minorista presenta características diferenciales con respecto a otras actividades económicas. Dos de esos rasgos son la naturaleza multilocacional (multimercado) de su negocio y la gran relevancia de la estructura de mercado local o regional (Pita Barros, 1999; Piloff, 1999). La diferente naturaleza y complejidad de los mercados (y regiones) donde compiten y la

mayor o menor presencia de la entidad en cada territorio, configuran un contexto financiero y una estructura de mercado relevante distinto para cada institución individual<sup>1</sup>.

Desde el punto de vista metodológico, en la abundante literatura estadounidense se emplea la definición de *Metropolitan Statistical Area* (MSA) –un equivalente a las Áreas Metropolitanas Integradas- para definir los mercados locales relevantes. Sin embargo, la información estadística disponible en la mayor parte de Europa no permite llegar a ese nivel de desagregación. Por ello, la mayoría de los estudios sobre competencia bancaria en España y Europa han considerado el ámbito nacional –para el que existe amplia información- como el mercado relevante (Gual y Vives, 1992, págs.72-92; Molyneux y Thornton, 1992; Lloyd-Williams, Molyneux y Thornton, 1994)<sup>2</sup>. En los últimos años se han acometido algunos trabajos en los que el grado de concentración era calculado para los mercados provinciales y regionales, a partir de sistemas de ponderación basados en el número de oficinas que cada entidad mantiene en cada provincia –única información disponible para las entidades individuales por provincias y regiones- o respecto a sus rivales (Fuentelsaz, 1996; Maudos, 1998; De Juan, 1998; De Juan, 2001; Jaumandreu y Lorences, 2002).

## **2.2. Estudios estratégicos aplicados al sector bancario español: una panorámica**

En España, y aun teniendo en cuenta la escasez de datos de demanda de servicios bancarios en diferentes mercados, cabe destacar algunas aproximaciones empíricas a las estrategias competitivas de las entidades de depósito a partir de diversas metodologías, si bien la mayoría de ellas se refieren al período previo a la liberalización para la apertura de sucursales de las cajas de ahorros fuera de su región de origen en 1989. Por un lado, destacan las aproximaciones relativas a las diferencias competitivas entre bancos y cajas de ahorros en el mercado de depósitos (Gual,

---

<sup>1</sup> Los intermediarios financieros de mayor tamaño con oficinas en numerosas regiones se enfrentan a una estructura competitiva y a una realidad socioeconómica diferente (y más diversificada) que las entidades que operan en un solo territorio. En cualquier caso, los avances tecnológicos en materia de telecomunicaciones y su abaratamiento relativo en los últimos años han permitido la aparición y creciente utilización de nuevos canales de distribución (teléfono, Internet) que están reduciendo la importancia relativa de la “distancia física” (Moore, 1998) si bien todavía el peso de las oficinas bancarias y su papel como unidad básica de negocio –y su distribución geográfica- es muy importante en el negocio bancario y, por ello, el enfoque regional y local continúa siendo pertinente en la definición de mercado relevante.

<sup>2</sup> Gual y Vives (1992, págs. 78-79) ya apuntaban la conveniencia del análisis regional de la competencia bancaria en España.

1993; Coello, 1994 y 1995), donde los tipos de interés se liberalizaron completamente en 1987. Los principales resultados de estos estudios -a partir del cálculo de elasticidades conjeturales y el contraste de diferentes modelos de competencia- sugieren la existencia de un significativo poder de mercado en los depósitos a plazo, mientras que el segmento de depósitos a la vista resulta sustancialmente más competitivo<sup>3</sup>.

Desde una perspectiva distinta, se ha estudiado, asimismo, la relación entre desregulación, poder de mercado y solvencia en la banca española (Saurina, 1997) entre 1968 y 1994 -a partir de la  $q$  de Tobin- encontrándose que, por término general, la desregulación reduce el poder de mercado y las presiones competitivas derivadas afectan negativamente a la solvencia. Por último, en una aproximación reciente, Jaumandreu y Lorences (2002), realizan, para el período 1983-1991, una evaluación de diversos modelos de competencia en créditos para distintos mercados relevantes (nacionales, regionales, provinciales) en función del comportamiento estratégico de diferentes grupos bancarios. En este sentido, la coordinación de precios entre las entidades que operan a escala nacional se destaca como el modelo competitivo más preciso, diferenciado del comportamiento estratégico de las entidades de ámbito provincial o regional, más impreciso, si bien en todos los casos parece aceptarse la existencia de una cierta cooperación en materia de precios.

En la aproximación del presente trabajo, y teniendo en cuenta la significativa contribución de los estudios señalados, se presentan dos diferencias empíricas y metodológicas respecto a ellos: (1) Por un lado, la perspectiva temporal es significativamente más amplia (1986-1999), permitiendo analizar los efectos competitivos de la liberalización; y (2) El enfoque es fundamentalmente de oferta, a partir del cálculo de costes marginales que permite obtener el índice de Lerner. En este sentido, un crecimiento del índice de Lerner indicará un empeoramiento en las condiciones competitivas, bien por una reducción en la elasticidad de la demanda del output bancario ( $\epsilon$ ), bien por un aumento del parámetro correspondiente a la estructura de mercado. En cualquier caso, este

---

<sup>3</sup> Asimismo en este estudio se observa cómo bancos y cajas presentan, a lo largo del tiempo, una competencia progresivamente más simétrica, si bien en los años inmediatamente posteriores a la liberalización de los tipos pasivos, los bancos presentaron un comportamiento seguidor (modelo de Stackelberg) en lo relativo a los tipos de interés de las cuentas a plazo de las cajas, mientras que el mercado de cuentas corrientes, presenta una estructura de mercado a lo Bertrand-Nash, donde cada entidad establece sus tipos tomando como dados los de los competidores.

análisis se desarrolla para diferentes tipos de entidades (bancos y cajas de ahorros) y mercados regionales, con objeto de contrastar si existen diferencias significativas en la evolución competitiva de los mismos<sup>4</sup>.

### **2.3. Estructura de mercado y evolución competitiva: metodologías alternativas**

#### Los estudios Estructura-Conducta-Resultados (SCP): una crítica

La relación entre concentración del sector y rentabilidad (o precios o costes) de las empresas que participan en el mismo ha sido la cuestión más frecuentemente analizada en los estudios bancarios sobre competencia y estructura de mercado. Esta relación parte de los modelos teóricos de competencia donde el diferencial entre los precios y los costes marginales se expresa en función de un parámetro que aproxima la estructura de mercado y de las elasticidades de demanda respecto al output bancario. Un precio superior al coste marginal se considera signo de un comportamiento alejado de la competencia perfecta. Sin embargo, estos modelos se encuentran con la dificultad de estimación del coste marginal, inobservable, aproximándolo mediante el coste medio y asumiendo, de este modo, rendimientos constantes a escala. En este sentido, gran parte de los trabajos en la línea del SCP no dispusieron hasta años recientes de técnicas econométricas suficientemente desarrolladas para la estimación del coste marginal y la información disponible correspondía, en su mayoría, a datos de corte transversal de ventas y costes sectoriales (y no de precios o producción). Por ello, la propuesta metodológica del paradigma clásico parte de asumir esta inobservabilidad del coste marginal, y sugiere inferir comportamientos no competitivos a partir del estudio de la relación entre medidas directamente observables de la estructura y los resultados de las industrias.

La hipótesis tradicional SCP (*Structure-Conduct-Performance*, o Estructura-Conducta-Resultados) sugiere que cuando una empresa opera en un mercado con un número bajo de competidores que permite poder de mercado, esta elevada concentración puede dar lugar a precios

---

<sup>4</sup> Los autores agradecen las sugerencias en este sentido de un evaluador anónimo, al señalar que las diferencias encontradas a escala regional –y el carácter “contra-intuitivo” de algunos de los resultados obtenidos- podría explicarse a partir de una mayor desagregación por grupos estratégicos.

más elevados para los usuarios, lo que puede conllevar unos mayores costes (menor eficiencia productiva a través de mayores salarios o gasto en oficinas) y/o una mayor rentabilidad de las empresas que compiten en el mismo. Esta hipótesis clásica del SCP ha sido abiertamente rebatida y criticada<sup>5</sup>. De este modo, han aparecido aproximaciones alternativas, entre las que destaca la de “estructura de mercado eficiente”, que indica que las entidades más eficientes son las más rentables, lo que les lleva a ganar una mayor cuota de mercado, con lo que se produce un aumento en la concentración. El contraste empírico de las hipótesis subyacentes al SCP se suele acometer con un análisis de regresión en el que las variables explicadas son precios o rentabilidad bancaria; barreras de entrada; costes de los inputs; eficiencia productiva; o las condiciones macroeconómicas. Numerosos estudios como Gilbert (1984), Hannan (1991) o el propio Berger (1995), entre otros, han encontrado una relación significativa estadísticamente –pero empíricamente reducida- entre una elevada concentración y unos menores tipos en los depósitos y mayores en el crédito. Asimismo, la relación entre una concentración elevada y mayores beneficios puede carecer de significado económico dado que la rentabilidad puede explicarse por numerosos factores<sup>6</sup>. Desde la perspectiva metodológica, Schmalensee (1989) señala la conveniencia de identificar las desviaciones del equilibrio a largo plazo en los numerosos estudios basados en análisis de corte transversal. En este sentido, este autor apunta la conveniencia del empleo de datos longitudinales, donde las desviaciones cíclicas pueden ser controladas e identificadas junto con los factores de comportamiento individual no observables. Esa falta de poder explicativo de la hipótesis SCP se pone de manifiesto en las investigaciones más recientes sobre la competencia en el sector bancario español (Maudos, 1998), aunque algunos autores hayan encontrado para un periodo limitado (y siempre antes de la liberalización de apertura de oficinas en 1989) evidencia empírica en favor de la citada hipótesis (Lloyd-Williams, Molyneux y Thornton, 1994). Asimismo, otros autores ofrecen evidencia empírica para periodos distintos, que permite aceptar la hipótesis de "estructura de mercado eficiente" (Gual y Vives, 1992, pág.88; y Maudos, 2001). En cualquier caso, De Juan

---

<sup>5</sup> Véase Schmalensee (1989).

<sup>6</sup> Así lo revelan los  $R^2$  de las regresiones de los estudios acometidos que, a pesar del gran número de variables incluidas, tienden a explicar menos del 10-20 por 100 de la variación en los beneficios.

(1998, 2001) subraya la relevancia de realizar el análisis mediante la aplicación del modelo de Sutton a partir de diferentes sub-mercados (provinciales, regionales), donde la entrada y salida de los mismos dependerá, en gran medida, de sus características competitivas, así como de la variabilidad en los beneficios esperados por las entidades que compiten en los mismos.

Las dificultades conceptuales y empíricas del modelo SCP y sus hipótesis alternativas, obligan a la utilización de metodologías alternativas para evaluar y analizar la evolución de la estructura competitiva de los mercados bancarios. En estas líneas se consideran el estadístico-H de Panzar y Rosse y el índice de Lerner.

#### El estadístico-H de Rosse-Panzar

El "estadístico-H" permite evaluar cuantitativamente la estructura competitiva de un determinado mercado. Este indicador se calcula a partir de las ecuaciones de ingresos de cada entidad –la cual se asume dependiente del número actual y potencial de rivales- y mide la suma de las elasticidades de los ingresos totales de una entidad con respecto a los precios de cada uno de los inputs empleados por la misma (Panzar y Rosse, 1987). El estadístico-H viene definido por la siguiente expresión:

$$H = \sum w_i (\partial R^* / \partial w_i) / R^* \quad [1]$$

donde  $R^*$  representa la forma reducida de la función de ingresos y  $w_i$  el precio del input  $i$  (que se asume determinado exógenamente). De este modo, H es negativo cuando la estructura de mercado es un monopolio, un oligopolio con colusión perfecta o un oligopolio de corto plazo con variaciones conjeturales. Si H es igual a 1, el mercado presenta una estructura de competencia perfecta<sup>7</sup>. Por último, si H es positivo pero menor que 1, nos encontramos con un mercado consistente con el

---

<sup>7</sup> Esta afirmación es únicamente cierta bajo uno o más de estos tres supuestos: (a) la empresa produce un output único; (b) la función de producción es homotética; o (c) los precios de los factores varían en igual proporción a lo largo de toda la muestra de entidades. La condición (a) no es cierta para las entidades financieras, que en general producen más de un producto, especialmente las de mayor dimensión. Tampoco el supuesto (b) parece tener evidencia empírica que lo respalde en la literatura bancaria. Sin embargo, los datos del presente análisis para los bancos y cajas de ahorros españoles permiten afirmar que la condición (c) se cumple en la mayoría de los casos y, por ello, se mantiene que el supuesto que  $H=1$  muestra un mercado con competencia perfecta a largo plazo. Alternativamente, H también puede ser igual 1 cuando se trata de un monopolio natural en un mercado perfectamente contestable o en el caso de una empresa que está sujeta a restricciones de obtención de beneficio cero (ingresos totales = costes totales, denominado "breakeven") y que maximiza ventas (Molyneux, Lloyd-Williams y Thornton, 1994).

modelo de competencia monopolística (modelo de Chamberlin)<sup>8</sup>. Como señala Bresnahan (1989, pág.1035), la principal ventaja de este enfoque es que los ingresos de la entidad resultan observables en la mayoría de los casos, lo que no es tan común en el caso de los precios o las cantidades. En este sentido, la forma reducida de la función de ingresos ( $R^*$ ) corresponde al producto de las cantidades y precios de equilibrio, dependiendo ambas variables de la demanda, el coste y la conducta de la entidad, al igual que en el análisis SCP.

Por lo tanto, un aspecto central del estadístico-H es que los contrastes o tests deben acometerse con una muestra que se encuentra en una situación de equilibrio a largo plazo. El test empírico para comprobar este equilibrio se deriva del hecho de que, bajo mercados de capitales perfectamente competitivos, las tasas de rentabilidad (ajustadas por el riesgo) serán iguales para todas las entidades de tal modo que, en equilibrio, no deben estar correlacionadas estadísticamente con los precios de los factores. Para contrastar este equilibrio, el estadístico de Rosse-Panzar es estimado en una regresión utilizando como variable explicada la tasa de rentabilidad sobre activos (ROA) o sobre recursos propios (ROE) y como variables explicativas el mismo conjunto de indicadores de precios de los factores, de capacidad y de composición del negocio. Si  $H=0$ , la situación es de equilibrio, mientras que  $H<0$  indicaría desequilibrio<sup>9</sup>.

#### La estimación del índice de Lerner

La mejora en las fuentes de datos –paneles con datos de precios, costes y producción de empresas- y de las técnicas cuantitativas permite, hoy por hoy, la estimación directa del coste marginal. En este sentido, pueden calcularse el índice de Lerner, que muestra el *mark-up* relativo

---

<sup>8</sup> Los principales estudios internacionales con diferentes aproximaciones empíricas de este estadístico han sido Shaffer (1982); Nathan y Neave (1989); Lloyd-Williams, Molyneux y Thornton (1991); y Lloyd-Williams, Molyneux y Thornton (1994); y De Bandt y Davis (2000). Por último, en el reciente análisis internacional de Bikker y Haaf (2002), se encuentra para la mayor parte de los países europeos, y entre ellos España, evidencia empírica a favor de la hipótesis de competencia monopolística.

<sup>9</sup> En cualquier caso, el cálculo del estadístico-H adolece de ciertas limitaciones. De este modo, Bresnahan (1989, pág.1037) indica que para que esta metodología produzca resultados convincentes, todas las variables de costes deben estar correctamente especificadas e integradas en la ecuación. Aunque desde el punto de vista de la actividad bancaria, es del todo imposible introducir todas y cada una de las influencias sobre los costes, el modelo contrastado empíricamente en este trabajo refleja de forma suficiente, en nuestra opinión, este aspecto teórico, ya que se encuentran las principales variables que suponen costes. Por otro lado, es conveniente que el análisis se desarrolle para un horizonte temporal relativamente amplio, con el objeto de poder analizar los cambios en la estructura competitiva a lo largo del tiempo. En

del diferencial de precios (P) y el costes marginales (MC) en relación a los precios ( $[P-MC]/P$ ). En este estudio se ha optado por el cálculo del índice de Lerner para los "activos totales", incluyendo entre los mismos los créditos, los títulos valores y el resto de activos que generan rendimientos. El precio de los activos ( $P_{TA}$ ) se obtiene de forma directa de la información de balance, mientras que el coste marginal ( $MC_{TA}$ ) requiere la especificación y estimación de una función de costes totales (tanto financieros como operativos). La estimación del coste marginal de este trabajo se realiza mediante la estimación del sistema formado por<sup>10</sup>:

- $C = C(y_j, w_j)$ , donde  $C(y_j, w_j)$  es la función de costes definida para cada entidad  $j$ ;  $y_j$  es la cantidad producida por la entidad  $j$  en el sector; y  $w_j$  es el vector de los precios de los factores empleados por dicha entidad.
- Ecuaciones de demanda de factores obtenidas a partir de las derivadas de la función de costes respecto a los precios de los factores:  $S^i = C_w(y_j, w)$ , donde  $S^i$  es la ecuación de participación del factor  $i$  en los costes ( $C$ ).
- La relación de oferta de la empresa (derivada de la maximización del beneficio), definida como:  $p = c'(y_j, w_j) - \frac{\delta p}{\delta y} y_j \theta_j$ , donde  $p$  es el precio de los activos y  $c'(y_j, w_j)$  el coste marginal. De este modo, el *mark-up* del precio respecto al coste marginal ( $p - c'(y_j, w_j)$ ) es igual a la inversa de la semi-elasticidad de demanda del output bancario ( $\frac{\delta p}{\delta y} y_j$ ) multiplicada por el parámetro  $\theta_j$ , que expresa el poder de mercado de la entidad  $j$ , desde competencia perfecta ( $\theta_j = 0$ ), hasta el monopolio ( $\theta_j = 1$ ).

El índice de Lerner, por su parte, se obtiene de forma sencilla a partir de la estimación de estas ecuaciones, como el *mark-up* dividido por los precios ( $[(p - c'(y_j, w_j)]/p$ ). En este sentido, si

---

este sentido, gran parte de la diversidad de conclusiones a las que ha conducido el empleo de este índice se debe a la consideración de un horizonte temporal excesivamente reducido.

<sup>10</sup> Véase Cowling y Waterson (1976).

bien el planteamiento teórico es común al esquema de análisis del paradigma SCP, las aproximaciones del nuevo enfoque de Organización Industrial han optado por la determinación de los costes marginales, recogiendo tanto los efectos derivados de los factores que afectan a la elasticidad de demanda, como los que aproximan el poder de mercado de la entidad. Algunos estudios recientes han realizado el cálculo de los índices de Lerner, con el objetivo general de evaluar la evolución competitiva. Este es el caso del estudio de Angelini y Cetorelli (1999) para el sector bancario italiano.

### **3. LOS DATOS**

Las hipótesis que se derivan de los diferentes enfoques analíticos señalados, han sido contrastadas para el periodo 1986-1999, horizonte temporal lo suficientemente amplio como para obtener una perspectiva adecuada de las variaciones en el entorno competitivo bancario. En este sentido, para el cálculo del estadístico-H y del índice de Lerner, el análisis temporal se divide en los subperíodos 1986-1992 y 1993-1999 -división marcada por la concurrencia de la implantación del Mercado Único Europeo, un cambio significativo en el ciclo económico y el intenso proceso de consolidación en el sector hasta 1992- a fin de recoger posibles alteraciones en la competencia bancaria a lo largo del período considerado. La muestra se compone del conjunto total de cajas de ahorros existente en cada periodo más un grupo representativo de bancos privados, que gestionan más del 90 por 100 de los activos totales del citado subsector financiero. La periodicidad de los datos es anual<sup>11</sup>. La realización de las estimaciones se ha estructurado en un triple nivel, considerando el conjunto de entidades de depósito, distinguiendo por tipo de institución (bancos y cajas de ahorros) y por su distribución en cinco regiones delimitadas en función de su mercado relevante que se obtiene a partir de la distribución geográfica de las oficinas y el negocio<sup>12</sup>:

---

<sup>11</sup> El número de entidades consideradas para cada año es el siguiente: 1986,101; 1987,99; 1988,99; 1989,99; 1990,87; 1991,82; 1992,80; 1993,76; 1994,76; 1995,75; 1996,75; 1997,73; 1998,73; 1999,71.

<sup>12</sup> Las entidades consideradas dentro de la muestra han presentado la siguiente distribución: De ámbito nacional (Caja Cataluña, Caja Madrid, Bancaja, Caixa Galicia, La Caixa, Banco Atlántico, Bankinter, Barelays, BBVA, BSCH, Caja Postal, Banco Exterior, Banca Catalana, Banco del Comercio, Credit Lyonnais, Deutsche Bank, Banesto, Banco Herrero, Banco Hipotecario, Banco Mapfre, Banca March, Banco Pastor, Banco Popular, Banco Sabadell y Banco Zaragozano, Banco Central, Banco Hispano Americano, BBV, BCH, y Banco Santander); Región Sur (Cajasur, Caja General de Granada, Caja San Fernando, Caja Jaén, El Monte, Unicaja, Caja de Almería, Caja Antequera, Caja de Cádiz, Caja de

entidades de ámbito nacional; región sur; región centro y noroeste; región este y noreste y región norte<sup>13</sup>. En el caso del estadístico-H de Rosse-Panzar y de los índices de Lerner, el análisis regional se ha ampliado para cubrir tanto las diferencias entre entidades por grupos de tamaño (reducido, mediano y elevado)<sup>14</sup> como el comportamiento específico del sector de cajas de ahorros, cuya vinculación regional resulta identificable de forma más sencilla.

#### 4. CONTRASTE DEL MODELO SCP PARA EL SECTOR BANCARIO ESPAÑOL

La hipótesis principal del paradigma SCP, puede ser sintetizada en la siguiente ecuación:

$$\Pi_i = \alpha + \beta CR + \chi ENTBANC_i + \delta MERC_i + u_i \quad [2]$$

donde  $\Pi_i$  expresa una medida de rentabilidad o precios de la entidad i-ésima; CR se refiere al nivel de concentración del mercado relevante; ENTBANC es el vector de variables control de características de la entidad y MERC es el vector de variables control de las condiciones económicas agregadas en los mercados en los que la entidad i opera.

En la aproximación empírica de la ecuación [2] para la industria bancaria de este estudio se emplean<sup>15</sup>:

- Como medidas de precios o rentabilidad, alternativamente:
  - SPREAD: diferencial definido como el precio medio del crédito menos precio medio de los depósitos y otras fuentes de financiación a corto plazo.

---

Ceuta, Caja Provincial de Córdoba, Caja Provincial de Granada, Caja de Huelva, Caja de Jerez, Caja de Málaga, Caja de Ronda, Caja de Sevilla y Banco de Andalucía); Centro y Noroeste (Caja Badajoz, Caja Burgos CCO., Caja Burgos Municipal, Caja Guadalajara, Caja Pontevedra, Caja Segovia, Caja Vigo e Ourense, Caja Pontevedra, Caja Ávila, Caja España, Caja Extremadura, Caja Duero, Caja Castilla la Mancha, Caja de León, Caja de Soria, Caja de Albacete, Caja de Cuenca y Ciudad Real, Caja de Toledo, Caja de Cáceres, Caja de Plasencia, Banco de Galicia y Banco Gallego); Este y Noreste (Caja Carlet, Caja la Rioja, Caixa Girona, Caixa Manlleu, Caixa Manresa, Caixa Mataró, Caja Murcia, Caja Ontiyent, Caja Baleares, Caja Insular de Canarias, Caja General de Canarias, Caja Pollensa, Caja Sabadell, Caja Tarragona, Caixa Terrasa, Caixa Penedés, Ibercaja, Caja Inmaculada, Caja del Mediterráneo, Caja de Barcelona, Caja de Pensiones de Barcelona, Caja Provincial de Alicante, Caja de Castellón y Caja de Sagunto); Norte (Caja Asturias, Caja Pamplona, Caja Navarra, Caja Santander-Cantabria, BBK, Caja Vital, Caja Guipúzcoa y San Sebastián y Banco de Vasconia). El conjunto de activos de estas entidades representan más del 90 por 100 de los activos del sistema bancario español, lo que subraya la representatividad de la muestra.

<sup>13</sup> La delimitación de las regiones para el análisis efectuado es la siguiente: Sur (Andalucía), Centro y Noroeste (Extremadura, Castilla la Mancha, Castilla León y Galicia) Este y Noreste (Murcia, Comunidad Valenciana, Cataluña y Aragón), Norte (Cantabria, Asturias, País Vasco, Navarra y Rioja). Por ámbito nacional se entiende las entidades que operan en varias de las regiones definidas.

<sup>14</sup> Dimensión reducida = activos totales por debajo de 1.800 millones de euros; de dimensión media = activos totales entre 1.800 y 4.500 millones de euros; dimensión elevada = activos totales de más de 4.500 millones de euros.

<sup>15</sup> Los valores correspondientes a cada una de las variables de concentración y de mercado introducidas en las especificaciones han sido obtenidas a escala provincial. A partir de estos, se obtienen los valores regionales y de otras definiciones territoriales a partir de medias geométricas donde el factor de ponderación es el número de oficinas de cada entidad individual en cada provincia.

- ROA: rentabilidad sobre activo, definida como el cociente "resultado antes de impuestos/activo total".
- Como medida de concentración:
  - DHHI: índice de Herfindahl-Hirschman para el mercado de depósitos, definido como la suma de la cuota de mercado de depósitos al cuadrado de las entidades que actúan en un determinado territorio. Los valores correspondientes a cada una de las entidades se han obtenido mediante la ponderación de los HHI regionales, según el número de oficinas en cada comunidad autónoma con respecto a sus oficinas totales.
- Como variables de control de características de entidad:
  - EFF: Medida de eficiencia operativa, definida como el cociente "costes de explotación/margen ordinario".
  - LAR: medida de riesgo/especialización, expresada por el cociente "crédito total/activo total".
  - LTA: variable tamaño, definida como el logaritmo de los activos totales de la entidad.
- Como variables de control de las condiciones económicas agregadas:
  - VAB: Medida de la evolución cíclica de la demanda del crédito, obtenida como la media ponderada de la tasa de crecimiento del VAB en las regiones donde la entidad opera.
  - DUMM89: Variable ficticia que pretende recoger el cambio agregado tras la apertura de sucursales de las cajas de ahorros fuera de su región de origen en 1989, tomando esta variable el valor 0 hasta esta fecha y 1 en adelante.

Seguendo a Berger (1995), la variable SPREAD se incluye, asimismo, como variable explicativa de ROA, dado que si la concentración no determina los precios, tampoco éstos darán lugar a mayores beneficios. Como medida de concentración se emplea el índice HHI (Herfindahl-Hirschman), que se calcula como la suma de los cuadrados de las cuotas de mercado de las entidades que operan en el mercado de referencia. La ausencia de información pública de balance a escala regional (provincial) para cada una de las entidades, requiere la asunción de una serie de supuestos para su cálculo. En primer lugar, para el cálculo del HHI para los depósitos bancarios, el valor de estos pasivos por oficina bancaria se aproxima por la ratio "depósitos totales/número total de oficinas"<sup>16</sup>. De este modo, se permite recoger tanto las variaciones temporales en la especialización productiva como las modificaciones en el nivel de concentración entre entidades y a

---

<sup>16</sup> Este procedimiento de cálculo del HHI puede dar lugar a que la suma de los datos estimados de las entidades que operan en una provincia no coincida con la cifra del total de depósitos provincial publicada con carácter trimestral por el Banco de España.

lo largo del tiempo, a pesar de asumir la igualdad en la cantidad de depósitos captados por todas y cada una de las oficinas bancarias abiertas por cada institución<sup>17</sup>.

El Gráfico 1 recoge la evolución del promedio del índice HHI regional, así como la de otros tres indicadores de competencia (*spread*, *mark-up* e índice de Lerner) para el sector bancario español. Se puede observar que desde 1989 hasta 1992 la concentración crece –al parecer, explicada por la intensidad del proceso de fusiones en esos años- y de 1993 a 1998 se reduce, período en el que numerosas cajas de ahorros entran en nuevos mercados territoriales. En 1999, como consecuencia de las fusiones del BBVA y BSCH, la concentración vuelve a elevarse.

Para la estimación de estas ecuaciones se ha empleado una metodología de datos de panel, lo que posibilita la modelización de las diferencias inobservables entre las distintas entidades bancarias y el control de las desviaciones temporales de los análisis de corte transversal, en el sentido señalado por Schmalensee (1989). El método de estimación empleado para el panel fue el de efectos fijos<sup>18</sup>. Los valores obtenidos mediante la aplicación del test de Hausman sugieren un rechazo de la hipótesis nula de preferencia por el método de efectos aleatorios frente a la alternativa de efectos fijos, si bien los resultados de ambos modelos son, por lo general, similares. La media y desviación típica de las variables se muestra en el Cuadro 1.

Las estimaciones realizadas no parecen ratificar la hipótesis principal del modelo SCP dado que no se encuentra, en la mayoría de los casos, una relación estadísticamente significativa entre la variable SPREAD y el índice de concentración del mercado de depósitos (primera columna para cada muestra en el Cuadro 2). Si bien se encuentra una cierta significación estadística del índice DHHI para la submuestra de cajas de ahorros, la bondad del ajuste ( $R^2$  ajustado) en este caso es particularmente reducida.

En cuanto a las variables de entidad, parece cumplirse la relación esperada entre el SPREAD y el nivel de ineficiencia en costes (EFF), siendo especialmente significativa para la

---

<sup>17</sup> En todo caso, los resultados del HHI de oficinas y créditos resultan bastante similares, por lo que sólo se ofrece la información correspondiente a los depósitos.

<sup>18</sup> En el método de efectos fijos los efectos individuales se tratan como un término independiente diferente entre los individuos y fijo a lo largo del tiempo. Para la estimación, los términos de la ecuación se toman en diferencias con respecto a la media, lo que permite la estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios. Por otro lado, en el método de

banca comercial y las entidades que operan a escala nacional (normalmente de mayor tamaño). Como contrapartida, la relación inversa entre el SPREAD y el grado de riesgo/especialización (LAR), es particularmente significativa para el conjunto de cajas de ahorros, así como para las distintas regiones, destacándose la relevancia de la especialización crediticia en estos casos. En cuanto al tamaño, parece cumplirse que las entidades de mayor dimensión presentan valores más reducidos del SPREAD, lo que puede ser indicativo de una mayor intensidad competitiva del ámbito multimercado. Los resultados no muestran un efecto significativo del crecimiento regional (VAB) sobre los precios de créditos y depósitos en ninguno de los casos estudiados. En cuanto a la liberalización, en consonancia con lo esperado, el coeficiente de la variable ficticia DUMM89 es significativo y negativo, expresando el descenso tendencial en el SPREAD tras la liberalización de 1989.

Asimismo, en el Cuadro 2 se recogen, para las distintas submuestras, las estimaciones de la relación entre rentabilidad del activo (ROA) y la concentración (DHHI) –segunda columna en cada submuestra- y de la rentabilidad con los precios (SPREAD) –tercera columna-, conjuntamente con las variables de entidad y de condiciones macroeconómicas anteriormente especificadas. El aumento teórico de los beneficios a partir del incremento de los precios que presupone el paradigma SCP no parece ratificarse en los resultados obtenidos. Así pues, mientras que el coeficiente de la variable SPREAD mantiene el signo esperado en el caso de la banca comercial y algunos otros casos particulares, la significación desaparece en gran parte de ellos e, incluso, se invierte el signo del parámetro estimado. Es más, cuando la variable ROA se sustituye por la ratio “margen de explotación/activos totales” (no mostrado), el SPREAD no resulta significativo ni en la muestra general, ni en la mayor parte de las submuestras<sup>19</sup>. A medida que se incorpora información al modelo –con la introducción del resto de variables especificadas- la significación económica del mismo aumenta. Sin embargo, la pluralidad de factores que afectan a la rentabilidad se

---

efectos aleatorios, los efectos individuales se consideran un término aleatorio que se introduce en el término de perturbación, por lo que la estimación se realiza mediante mínimos cuadrados generalizados.

<sup>19</sup> La sustitución de la ROA por el margen de explotación (como porcentaje de los activos totales) se realizó para aislar los efectos de los posibles artificios contables de las últimas partidas de la cuenta de resultados de las entidades bancarias. Los autores agradecen los comentarios de un evaluador anónimo en este sentido.

interrelacionan, dificultando la interpretación de la contribución marginal de cada variable a los cambios en la ROA<sup>20</sup>, lo que subraya el escaso poder predictivo de estas estimaciones. Cuando en las estimaciones se sustituye SPREAD por DHHI entre las variables explicativas, se encuentra, como cabe esperar a partir de los resultados anteriores, que la concentración tampoco determina la rentabilidad de forma significativa.

En definitiva, la concentración no parece contribuir a explicar las variaciones en el diferencial de precios (SPREAD), ni de la rentabilidad (ROA). A su vez, puesto que la rentabilidad de las entidades de depósito se explica por numerosos factores (más allá del SPREAD) que interactúan, se confirma la conveniencia de proponer alternativas para la evaluación de la competencia en el sector bancario español.

## **5. CARACTERIZACIÓN DE LA COMPETENCIA BANCARIA ESPAÑOLA MEDIANTE EL “ESTADÍSTICO-H”.**

En lo que se refiere al estadístico-H -definido como la suma de las elasticidades del ingreso total con respecto a los precios de los factores- se han desarrollado numerosas aproximaciones para su cálculo. Algunos modelos han empleado la ratio "ingresos totales (financieros y de otros productos ordinarios)/activos totales" como variable dependiente (Lloyd-Williams, Molyneux Thornton 1994), mientras que otros han optado por el logaritmo de los ingresos totales (De Bandt y Davis, 2000; Bikker y Haaf, 2002). En este estudio se ha empleado esta última alternativa, dado que la consideración de una ratio aproximaría más una variable precio que un indicador de ingresos. Por otro lado, en lo que se refiere a las variables de capacidad incluidas como explicativas, la mayor parte de los estudios han optado por la inclusión de los activos materiales. Sin embargo, esta variable puede no ser una aproximación adecuada del volumen de activos en el sector bancario, siendo, en principio, más adecuado emplear como indicadores de capacidad los activos totales de la

---

<sup>20</sup> Esto ocurre en el caso de las variables SPREAD y eficiencia (EFF). Así pues, la ROA de las entidades de depósito debería, en principio, estar relacionada inversamente con la ineficiencia técnica (EFF). No obstante, si bien el coeficiente de la ratio EFF es negativo en gran parte de los casos, su signo se ve alterado en función de las variables introducidas en cada estimación. Esta problemática se extiende igualmente a la variable de riesgo/especialización (LAR), cuyo signo esperado -tal y como está definida esta variable sería positivo, dada la mayor rentabilidad de los activos crediticios.

entidad. De este modo, la ecuación subyacente al cálculo del estadístico-H puede expresarse a partir de la siguiente especificación logarítmica:

$$LR_{it} = \sum_{j=1}^J \alpha_j LW_{it}^j + \sum_{k=1}^K \beta_k LS_{it}^k + \sum_{n=1}^N \gamma_n X_{it}^n + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

Para  $t=1, \dots, T$ , donde  $T$  es el número de periodos observados e  $i=1, \dots, I$ , donde  $I$  es el número total de entidades bancarias.  $R_{it}$  representa los ingresos totales (financieros y por otros productos ordinarios) de la entidad. El vector  $w_{it}$  define los precios de los inputs: logaritmo del coste unitario del factor trabajo, del capital, y de los depósitos. Por otra parte,  $S_{it}$  engloba el conjunto de variables representativas del nivel de capacidad operativa de las empresas bancarias: logaritmo de los activos totales y logaritmo de la ratio "capital/activos totales", respectivamente. Por otro lado,  $X_{it}$  es el vector de variables específicas de la composición del negocio bancario: crédito sobre activos totales y depósitos sobre la suma de depósitos y otra financiación a corto plazo. De nuevo, las estimaciones se realizan mediante datos de panel, empleando el método de efectos fijos.

Los resultados de la estimación logarítmica del estadístico-H para los períodos 1986-1992 y 1993-1999 –mediante técnicas de datos de panel con el método de efectos fijos- se muestran en el Cuadro 3. Los resultados para el conjunto muestral revelan una cierta estabilidad para los dos períodos considerados en torno al valor 0.8. Por otro lado, para el total del sector bancario, se rechazan tanto la hipótesis  $H=0$ , como la de competencia perfecta ( $H=1$ ) a partir del test de Wald<sup>21</sup>. La práctica totalidad de los componentes de la ecuación donde se estima el estadístico  $H$  resultaron significativos y mantuvieron el signo esperado<sup>22</sup>. Se realizaron varias pruebas de robustez a estas

<sup>21</sup> En el caso de rechazo a ambas hipótesis, los estudios empíricos previos de otros autores han concluido que el mercado en cuestión es consistente con el modelo de competencia monopolística. En nuestro caso y atendiendo a las características del sector bancario –con cierta homogeneidad en sus productos/servicios-, preferimos hablar de rechazo de la hipótesis de competencia perfecta en vez de apoyo a la hipótesis de competencia monopolística. Agradecemos el comentario de un evaluador anónimo en este contexto.

<sup>22</sup> De este modo, los coeficientes de las variables de coste de los factores ( $w_j$ ) presentaron signo positivo –en consonancia con lo esperado- en la mayoría de los casos. Las variables control de capacidad muestran, asimismo, las relaciones esperadas. Así pues, el nivel de capitalización (y el tamaño de la entidad) también presentan valores positivos, dada su estrecha vinculación con el volumen total de ingresos. En cuanto a las variables de composición productiva (*business mix*), tanto la especialización crediticia, como la participación de los depósitos entre las fuentes de financiación, parecen incidir, asimismo, de forma positiva sobre los ingresos totales. En lo que respecta a la evolución temporal, en esta investigación se estima que la correcta interpretación de los valores estimados debe hacerse a partir de los tests que determinan las diferentes hipótesis competitivas y no del valor absoluto del coeficiente estimado. Esta última interpretación, adoptada incluso en algunos estudios recientes (Bikker y Haaf, 2002), puede dar lugar a conclusiones inexactas.

estimaciones. Por ejemplo, se empleó como medida alternativa a los activos totales el volumen de créditos, títulos y otros activos rentables de la entidad, siendo los resultados muy similares a los obtenidos mediante la utilización de los activos totales<sup>23</sup>.

La estimación del estadístico H para las distintas submuestras arrojó algunas diferencias con un contenido informativo notable. De este modo, en la estimación global para la banca comercial parece hacerse patente el incremento de la competencia a lo largo del tiempo, dado que en el período 1993-1999 no puede rechazarse la hipótesis de competencia perfecta, mientras que para las cajas de ahorros sí que se rechaza esta hipótesis en los períodos analizados. Este resultado se mantiene, asimismo, en las entidades que operan a escala nacional, en un ámbito multimercado, tanto para bancos como para cajas de ahorros. Las mayores diferencias se aprecian cuando se desciende en el análisis a escala regional. De este modo, para el grupo de “entidades regionales” parece rechazarse, asimismo, la hipótesis de competencia perfecta. En el análisis por tamaños, el rechazo de  $H=1$  se observa en las entidades de menor dimensión –las más numerosas del grupo “entidades regionales”- mientras que para las entidades medianas -en el segundo período- y las de mayor tamaño –en todo el período-, no puede rechazarse la hipótesis de competencia perfecta. En este sentido, debe tenerse en cuenta que la mayor parte de las entidades regionales de mayor tamaño se corresponde con bancos privados regionales, con una especialización productiva similar a la banca multimercado, aunque con un ámbito geográfico competitivo más limitado, lo que, al parecer, les hace afrontar una mayor competencia en el conjunto de su negocio que las entidades más especializadas de su mismo territorio. Por otra parte, si se observan los valores del estadístico-H obtenidos para las regiones definidas, en la mayor parte de los casos se rechaza la hipótesis de competencia perfecta, excepto en las regiones Centro y Noroeste (en el primer período) y la región Norte (en todo el horizonte temporal), donde se obtiene, de forma “contra-intuitiva”, el resultado de competencia perfecta. Sin embargo, cuando se realizan las estimaciones considerando únicamente las cajas de ahorros como entidades regionales (eliminando los bancos), el rechazo de la hipótesis

---

<sup>23</sup> Estas estimaciones se encuentran a disposición bajo petición a los autores.

$H=1$  parece imponerse en todos los casos menos uno (región norte en el primer período), lo que sugiere la existencia de cierta coordinación entre las cajas de estos territorios.

Los valores del test de equilibrio, mostrados en el Apéndice, arrojan valores cercanos a cero en todos los casos, no pudiendo rechazarse en la mayor parte de los mismos la hipótesis de equilibrio competitivo a largo plazo<sup>24</sup>.

## **6. LA MEDICIÓN DE LA COMPETENCIA BANCARIA ESPAÑOLA MEDIANTE EL ÍNDICE DE LERNER**

El *mark-up* se calcula como la diferencia entre el precio de los activos ( $P_{TA}$ ) y el coste marginal de producirlos ( $MC_{TA}$ ). Los precios ( $P_{TA}$ ) se calculan como el cociente entre los ingresos financieros y por otros productos ordinarios y los activos rentables de la entidad. Por su lado, para obtener  $MC_{TA}$  se requiere la estimación del nivel de variación de los costes financieros y operativos como consecuencia de las modificaciones del output bancario<sup>25</sup>. La relación mostrada entre el coste total, la cantidad de output y el precio de los factores, puede ser analizada a través de diferentes tipos de funciones. Sin embargo, la flexibilidad (adaptabilidad en forma de U) y la ausencia de restricciones sobre la elasticidad de sustitución de los inputs de las funciones translogarítmicas, aconsejan el empleo de este tipo de especificación funcional. El análisis se realiza para un único output (activos totales), y tres inputs (depósitos, personal y activos materiales), con lo que la función translogarítmica que debe estimarse se simplifica a la siguiente expresión:

---

<sup>24</sup> En cualquier caso, esta hipótesis se rechaza generalmente cuando en el análisis regional se introducen tanto cajas de ahorros como banca comercial, mientras que se acepta (en todos los casos) cuando se considera únicamente a las cajas como entidades regionales, lo que puede explicar los resultados contra-intuitivos encontrados en el primero de los casos frente al segundo.

<sup>25</sup> El cómputo del coste total implica la asunción de la existencia de una relación directa entre el nivel de crédito concedido y el tamaño del activo, debido a la carencia de información acerca de la prestación de una serie de servicios derivados del crédito, necesaria para la aproximación del coste marginal asociado a los mismos. Bajo este supuesto, un activo mayor implica costes financieros y de explotación superiores. De este modo, el coste total dependerá del nivel de output (aproximado por el activo total) y el precio de los factores necesarios para su obtención: recursos financieros, personal y activos materiales.

$$\begin{aligned}
\ln C_i = & \alpha_0 + \ln QTA_i + \frac{1}{2} \alpha_k (\ln QTA_i)^2 + \sum_{j=1}^3 \beta_j \ln w_{ji} + \\
& + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \beta_{jk} \ln w_{ji} \ln w_{ki} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \gamma_j \ln QTA_i \ln w_{ji} + \mu_1 t + \mu_2 \frac{1}{2} t^2 + \\
& + \mu_3 t \ln QTA_i + \sum_{j=1}^3 \lambda_j t \ln w_{ji} + u_i
\end{aligned} \tag{4}$$

donde  $C_i$  representa los costes totales (costes financieros más costes de explotación) de la entidad  $i$ -ésima;  $QTA_i$  es el activo total de dicha entidad y  $w_{ji}$  es el coste medio de sus factores productivos, para tres inputs ( $j=1, \dots, 3$ ), incluyendo los depósitos y otros fuentes de financiación a corto plazo; el coste del factor trabajo (gastos de personal por trabajador); y el de los activos materiales ([amortización y saneamiento de activos materiales + otras cargas de explotación]/activo fijo). Del mismo modo, se incluye una forma cuadrática del parámetro de tendencia temporal ( $t$ ), como aproximación del progreso técnico<sup>26</sup>. De la derivación logarítmica de [4] con respecto al precio de los factores se obtienen las ecuaciones que expresan las relaciones entre los inputs (*input share equations*):

$$SH1 = \beta_1 \ln w_{1i} + \beta_{11} \ln w_1 + \beta_{12} \ln w_2 + \gamma_1 \ln QTA + \lambda_1 t + v_i \tag{5}$$

$$SH2 = \beta_2 \ln w_{2i} + \beta_{22} \ln w_2 + \beta_{21} \ln w_1 + \gamma_2 \ln QTA + \lambda_2 t + v_i \tag{6}$$

Finalmente, de forma similar a Angelini y Cetorelli (1999), se procede a la estimación simultánea de la ecuación de costes [4] y las ecuaciones [5] y [6] de participación de los inputs, con la de precios correspondiente a la ecuación de maximización de beneficios determinada por  $p = c'(y_j, w_j) - \frac{\delta p}{\delta y} y_j \theta_j$ , recogida en el apartado 2.3. Empíricamente, esta última expresión se define como:

$$p_i = \frac{C_i}{QTA} \left( \varphi_0 + \varphi_1 QTA + \sum_{i=1}^3 s_i \ln w_{ij} \right) + \sum_g \chi_g + \varepsilon_i \tag{7}$$

donde  $p_i$  es el precio medio de los activos de la entidad  $i$ -ésima, mientras que

$\frac{C_i}{QTA} \left( \varphi_0 + \varphi_1 QTA + \sum_{i=1}^3 s_i \ln w_{ij} \right)$ , es el coste marginal estimado. Dado que el coste marginal

estimado en la ecuación [7] debe coincidir con el que se obtendría de [4], esta restricción se impone directamente sobre los parámetros en la estimación simultánea de las ecuaciones. La diferencia entre precios y costes marginales se corresponde con el parámetro  $\sum_g \chi_g$ , donde  $\chi_g$  es una variable ficticia que aproxima el *mark-up* o numerador del índice de Lerner para los diferentes grupos analizados ( $g$  = bancos, cajas de ahorros) o, alternativamente, regiones ( $g$  = entidades de ámbito nacional, de la región sur, de la región centro y noroeste, de la región este y noreste o de la región norte). Con esta metodología no resulta necesaria la estimación separada de los parámetros de semi-elasticidad de demanda y de estructura de mercado de la ecuación [7]. La robustez de este procedimiento resulta elevada, tal y como demuestran Gesenove y Mullin (1998) quienes comparan, en un entorno controlado, los valores estimados y observados del índice de Lerner, dado que la ecuación [7] se satisface en cualquier modelo oligopolístico donde los precios de los activos sean superiores a los costes marginales. El procedimiento para la estimación, teniendo en cuenta la endogeneidad que puede afectar a las variables de costes y cantidad, es el de variables instrumentales en tres etapas (3SLS, mínimos cuadrados en tres etapas). Los instrumentos incluyen valores retardados del precio y cantidad de output, de los precios de los inputs, de los costes, y del número de empleados y de oficinas. La realización del test de sobreidentificación de Sargan confirma la validez de los instrumentos empleados.

Los principales resultados se muestran en el Cuadro 4. La estimación de los *mark-up* del precio respecto al coste marginal ( $\chi_g$ ) a partir de los cuales se estimaron los índices de Lerner resultaron significativos al 1 por 100 en todos los casos.

Los resultados obtenidos del índice de Lerner para el sistema bancario español no sugieren cambios sustanciales en las condiciones competitivas entre los dos períodos señalados, con un incremento de este índice desde el 22,5 por 100 al 24,8 por 100, no siendo estadísticamente significativa la diferencia entre ambos períodos. Este resultado contrasta con el de la variable SPREAD, que se reduce en todos los casos. En este sentido, junto con las limitaciones de esta

---

<sup>26</sup> Los autores agradecen especialmente las sugerencias de un evaluador anónimo para incorporar este parámetro.

variable frente al índice de Lerner<sup>27</sup>, debe tenerse en cuenta, asimismo, que la reducción porcentual de los precios es generalmente inferior a la de los costes, lo que no puede interpretarse como un mejora de la competencia bancaria. Análogamente, no sería adecuado evaluar la competencia simplemente mediante la observación del *mark-up*, dado que representa una medida absoluta y su expresión relativa respecto a los precios recogería de manera más eficaz las variaciones temporales. Los valores medios para 1986-1999 de la variable SPREAD, del *mark-up* y del índice de Lerner se muestran, junto con el índice de concentración HHI, en el anteriormente citado Gráfico 1.

Al igual que para el total muestral, no se encontraron diferencias significativas en la evolución del índice de Lerner en el caso de las cajas de ahorros (pasando del 24,2 por 100 al 23,0 por 100) si bien en la banca comercial sí parece disminuir de forma significativa (de acuerdo con el test de diferencia de medias) el nivel de competencia (del 19,2 al 26,6 por 100). El mantenimiento de las condiciones competitivas se ratifica para las entidades que operan en un ámbito nacional, manteniéndose el índice de Lerner en valores cercanos al 20 por 100. Sin embargo, el análisis por regiones permite apreciar algunas diferencias significativas en la evolución de la competencia bancaria respecto al comportamiento agregado. Cuando se estima el índice de Lerner para el panel conjunto de entidades regionales, al contrario que en los casos anteriores, disminuye (del 27,6 por 100 al 25,6 por 100), si bien esta reducción no es estadísticamente significativa. El descenso de este indicador se constata para las entidades regionales de tamaño reducido, mientras que en el resto de grupos de tamaños aumenta, lo que parece constatar –al igual que en el caso del estadístico-H de Rosse-Panzar- un comportamiento competitivo homogéneo de la banca regional de mayor dimensión con el de las entidades que operan en un entorno multimercado.

En el análisis para las distintas regiones, cuando se consideran tanto bancos como cajas de ahorros, tan sólo la región Este y Noreste muestra una disminución estadísticamente significativa del índice de Lerner, indicando una intensificación de la competencia en este territorio. Este índice aumenta en el resto de las regiones si bien, en consonancia con el test de diferencia de medias, solamente en la región Sur se produce un empeoramiento competitivo estadísticamente

---

<sup>27</sup> Principalmente, la inclusión en el SPREAD de los componentes de precios y costes relativos a actividades de

significativo. Sin embargo, cuando se consideran únicamente las cajas de ahorros en el análisis, todas las regiones excepto el Sur presentan un descenso en los valores del índice de Lerner, siendo estadísticamente significativo en la región Norte y, nuevamente, en la región Este y Noreste, lo que parece indicar que la liberalización para la apertura de sucursales incrementó las presiones competitivas de forma particular en las entidades a las que iban dirigidas, las cajas de ahorros de ámbito regional.

## 7. CONCLUSIONES

En este trabajo, se realiza una aproximación de la evolución de la competencia en la industria bancaria española. Para ello, se parte de dos premisas fundamentales: (1) la determinación del mercado relevante y (2) la metodología de estimación que debe aplicarse. En lo que respecta al mercado relevante, la exactitud de resultados obtenidos en los estudios sobre competencia debería ser, *a priori*, mayor cuanto más exacta sea la definición del mercado de referencia. Teniendo en cuenta la disponibilidad de datos, en este estudio se ha optado por una aproximación regional, tratando de distinguir, a su vez, aquellas entidades que operan en una única región y aquellas que actúan en varios mercados. La mayor parte de los estudios previos han contrastado la hipótesis principal del llamado paradigma de Estructura-Conducta-Resultados (SCP), encontrando una evidencia empírica poco concluyente para el supuesto de comportamiento colusivo. En este estudio se realiza un contraste de esta hipótesis con un modelo empírico de datos longitudinales. Los principales resultados obtenidos ratifica el escaso poder predictivo de los modelos tradicionales SCP para medir la competencia bancaria, debido a que la concentración no afecta significativamente a los márgenes. Asimismo, el análisis paralelo de la rentabilidad revela cómo no sólo el diferencial de precios de créditos y depósitos, sino un conjunto muy amplio de variables, determinan la evolución de la ROA.

Puesto que la concentración no se encuentra significativamente relacionada con los precios y estos últimos no constituyen el único determinante de la rentabilidad, es necesario aplicar

metodologías alternativas al modelo SCP. En primer lugar, para la caracterización de la estructura de mercado subyacente, el cálculo del estadístico-H de Rosse-Panzar sugiere el rechazo de la hipótesis de competencia perfecta para el conjunto de la muestra, así como para la mayor parte de las regiones analizadas. Por otro lado, para la aproximación a la evolución de la competencia, se calcula el índice de Lerner como la diferencia entre el precio observado y los costes marginales estimados de los activos totales relativizada, a su vez, en relación al precio. Este indicador muestra una cierta estabilidad de las condiciones competitivas para el conjunto de la muestra, si bien cabe destacar, como caso particular, la mejora en el nivel de competencia observado en ciertas regiones, así como la mayor intensificación competitiva en el sector de cajas de ahorros a escala regional en el período post-liberalización. En cualquier caso, como se dedujo a partir del estadístico-H, esta intensificación competitiva no ha sido lo suficientemente sustancial como para alterar la estructura de mercado subyacente, donde se mantiene, en general, el rechazo a la hipótesis de competencia perfecta.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS:

Angelini, P., y N. Cetorelli (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).

Berger, A. (1995), "The Profit Structure Relationship in Banking. Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27 págs.404-431.

Bikker, J.A. y K. Haaf. (2002), "Competition, concentration and their relationship. An empirical analysis of the banking industry", *Journal of Banking and Finance*, 26 (en prensa).

Bresnahan, T. (1989), "Empirical studies of industries with market power" en R. Schmalensee y R. D. Willig (ed.), *Handbook of Industrial Organisation*, 2, North-Holland, Amsterdam, págs.1011-1057.

Cabral, L. (1997): *Economía Industrial*, McGraw Hill, Madrid.

Coello, J. (1994): "¿Son las cajas y los bancos estratégicamente equivalentes?", *Investigaciones Económicas*, 22, págs.313-332.

Coello, J. (1995): "El mercado de depósitos a la vista en España: bancos vs. cajas de ahorro", *Revista Española de Economía*, 12, págs.75-88.

Cowling, K. y Waterson, M. (1976): "Price-cost margins and market structure", *Economica*, 43, págs.267-274.

De Bandt, O., y P. Davis (2000), "Competition, Contestability and Market Structure in European Banking Sectors on the Eve of EMU", *Journal of Banking and Finance*, 24, págs.1045-1066.

De Juan, R. (1998): *The independent submarkets model: an application to the Spanish retail banking market*. DT 9809 del Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública.

De Juan (2001): *Entry and exit in independent submarkets: An application to the Spanish retail banking market*, DT 0105 del Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública.

Fuentelsaz, L. (1996), "Dinámica de la Competencia entre Cajas de Ahorros Españolas", *Investigaciones Económicas*, 20, págs.125-141.

Gesenove, D. y W.P Mullin (1998): "Testing static oligopoly models: conduct and cost in the sugar industry: 1890-1914", *Rand Journal of Economics*, 29, págs.355-377.

Gilbert, A. (1984), "Bank Market Structure and Competition: A Survey", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 16, págs.617-656.

Gual, J. (1993): "La competencia en el mercado español de depósitos bancarios", *Moneda y Crédito*, 196, págs.143-179.

Gual, J. y X. Vives (1992), *Ensayos sobre el sector bancario español*, FEDEA, Madrid.

Hannan, T. (1991), "Foundations of the Structure-Conduct-Performance Paradigm in Banking", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23, págs.68-84.

Jaumandreu, J. y J. Lorences. (2002): "Modelling price competition under product differentiation and many firms (an application to the Spanish loans market)", *European Economic Review*, 46, págs.93-115.

Lloyd-Williams, M., Molyneux P., y J. Thornton (1994), "Market Structure and Performance in Spanish Banking", *Journal of Banking and Finance*, 18, págs.433-443.

Lloyd-Williams, M., Molyneux P., y J. Thornton (1991), "Competition and contestability in the Japanese commercial banking market", *Research Papers in Banking and Finance*, 16 Institute of European Finance (IEF Bangor).

Maudos, J. (1998), "Market Structure and Performance in Spanish Banking Industry Using a Direct Measure of Efficiency", *Applied Financial Economics*, 8, págs.191-200.

Maudos, J. (2001), "Rentabilidad, estructura de mercado y eficiencia en el sector bancario español", *Revista de Economía Aplicada*, 25, págs.193-207.

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

Molyneux, P. y J. Thornton (1992), "Determinants of European Bank Profitability: A Note", *Journal of Banking and Finance*, 16, págs.1173-1178

Moore, R. R. (1998), "Concentration, Technology, and Market Power in Banking: Is Distance Dead?", *Financial Industry Studies*, Federal Reserve Bank of Dallas, December, págs.1-24

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

Nathan, A. y E.H. Neave (1991), "Reply to Perrakis", *Canadian Journal of Economics*, 22, págs.727-735.

Panzar, J., y J. Rosse (1987), "Testing for Monopoly Equilibrium", *Journal of Industrial Economics*, 35, págs.443-456.

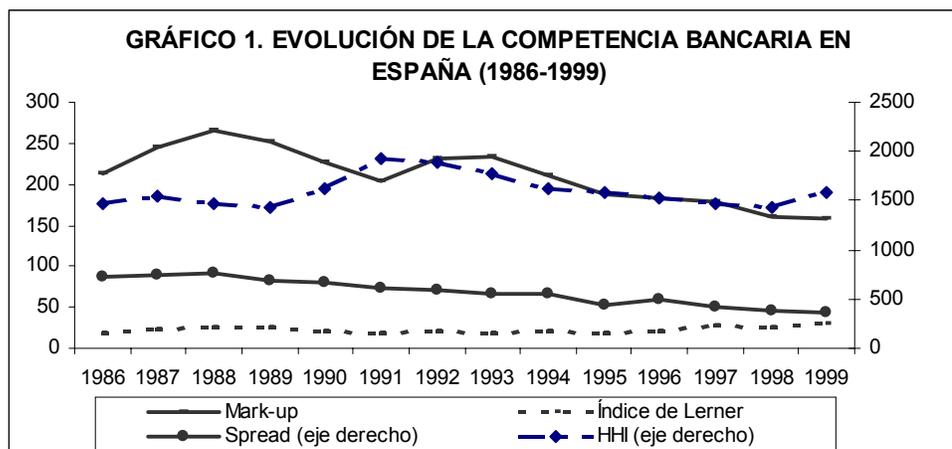
Perrakis, S. (1991), "Assessing competition in Canada's financial system: a note", *Canadian Journal of Economics*, 24, págs.727-732.

Pillof, S. J. (1999): "Multimarket Contact in Banking", *Review of Industrial Organization*, 14, págs.163-182.

Pita Barros, P. (1999): "Multimarket competition in banking, with an example from the Portuguese market" *International Journal of Industrial Organisation*, 17, págs.335-352.

Saurina, J. (1997): "Desregulación, poder de Mercado y solvencia en la banca española", *Investigaciones Económicas*, 21, págs.3-28.

Schmalensee, R. (1989), "A Inter-industry Studies of Structure and Performance", en R. Schmalensee y R.D. Willig (Eds.), *Handbook of Industrial Organisation*, 2, , North-Holland, Amsterdam, págs. 951-1009.



CUADRO 1. ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA. TOTAL DE LA MUESTRA (1986-1999)		
Variable	Media	Desviación Típica
ROA	0.015628	0.0055717
SPREAD	0.063680	0.027128
DHHI	0.10255	0.041408
EFF	0.59442	0.093499
LAR	0.65089	0.11454
LTA	12.32257	1.16227
VAB	0.089939	0.034695

Número de Observaciones: 1123

**CUADRO 2. DETERMINANTES DEL DIFERENCIAL DE PRECIOS DE CRÉDITOS Y DEPÓSITOS (SPREAD) Y LA RENTABILIDAD SOBRE ACTIVOS (ROA) EN EL SISTEMA BANCARIO ESPAÑOL. MUESTRA TOTAL, BANCOS, CAJAS DE AHORROS Y ANÁLISIS REGIONAL (1986-1999)**

Análisis con datos de panel. Método de efectos fijos. Estadísticos t en paréntesis

Var. dependiente	Muestra total			Bancos			Cajas de Ahorros			Entidades de Ámbito Nacional		
	SPREAD	ROA	ROA	SPREAD	ROA	ROA	SPREAD	ROA	ROA	SPREAD	ROA	ROA
DHHI <sup>(a)</sup>	-0,08742	0,03329	-	0,08721	0,02170	-	-0,12762***	-0,0058	-	-0,14803	0,05358	-
	(-1,47)	(0,41)	-	(0,45)	(0,76)	-	(-2,91)	(-0,25)	-	(-1,10)	(0,45)	-
SPREAD	-	-	0,014541***	-	-	0,02424**	-	-	-0,05737***	-	-	-0,07945**
	-	-	(3,59)	-	-	(2,51)	-	-	(-2,76)	-	-	(-2,50)
EFF	0,03024***	0,00222***	0,001814***	0,028157***	0,0020***	0,000363	0,04030**	-0,0144	-0,012129	0,028374***	0,0020***	0,00235***
	(15,57)	(8,50)	(7,19)	(8,74)	(4,36)	(0,02)	(2,09)	(-1,46)	(-1,22)	(8,90)	(7,42)	(14,28)
LAR	-0,021319***	-0,005	0,0012711	-0,02388	0,00849	0,036330	-0,037911***	-0,0011	0,033261	-0,014277	-0,01583	-0,006441
	(-3,41)	(-0,70)	(0,17)	(-0,17)	(0,41)	(0,01)	(-5,69)	(-0,32)	(-0,95)	(-0,91)	(-1,17)	(-0,95)
LTA	-0,01226*	-0,03793***	0,003792	-0,15512***	-0,030***	-0,01017	-0,05706	0,0046*	0,004223*	-0,04764*	-0,0173***	-0,031648**
	(-1,68)	(-4,03)	(0,45)	(-2,92)	(-6,65)	(-0,14)	(-1,18)	(1,89)	(1,72)	(-1,69)	(-8,89)	(-2,57)
VAB	0,02972***	0,0302*	-0,0048	0,060996	0,0187***	-0,004091	-0,01277	-0,0074	-0,009158	0,062296	0,0124***	-0,077988
	(13,27)	(1,79)	(-0,18)	(1,14)	(2,98)	(-0,05)	(-0,62)	(-1,57)	(-0,86)	(1,04)	(3,29)	(-0,30)
DUMM89	-0,052459***	-0,04169	0,01130	-0,03144	-0,070	0,069304	-0,04570***	-0,008471	-0,010133**	-0,09996**	-0,0921*	0,021776
	(-4,18)	(-1,35)	(0,77)	(-0,66)	(-0,90)	(1,07)	(-4,96)	(-0,79)	(-2,11)	(-2,22)	(-1,82)	(1,10)
Nºobservaciones	1123	1123	1123	294	294	294	829	829	829	261	261	261
R <sup>2</sup> ajustado	0,62	0,66	0,74	0,70	0,70	0,74	0,15	0,38	0,40	0,68	0,77	0,92
	Región Sur			Región Centro y Noroeste			Región Este y Noroeste			Región Norte		
Var. dependiente	SPREAD	ROA	ROA	SPREAD	ROA	ROA	SPREAD	ROA	ROA	SPREAD	ROA	ROA
DHHI <sup>(a)</sup>	-0,60852	0,14966	-	0,01176	-0,03135	-	-0,070637	-0,0144	-	0,04695	0,06455	-
	(-0,88)	(1,07)	-	(0,02)	(-0,28)	-	(-0,05)	(-0,09)	-	(0,79)	(0,91)	-
SPREAD	-	-	0,02552	-	-	0,016682	-	-	0,062445	-	-	-0,028845
	-	-	(1,06)	-	-	(1,37)	-	-	(0,84)	-	-	(-0,23)
EFF	-0,02281	-0,0988	-0,096059	0,01554	-0,0174	-0,020139	0,04255***	0,01700***	0,016734***	0,03807	-0,0176**	-0,01739**
	(-0,05)	(-1,23)	(-1,20)	(0,99)	(-0,67)	(-0,77)	(6,37)	(21,9)	(20,02)	(0,55)	(-2,20)	(-2,15)
LAR	-0,02302***	0,0067	0,013069	-0,02915***	-0,0028	0,002078	-0,02408**	-0,0069	-0,0054603	-0,03590**	-0,00329	0,004613
	(-3,61)	(0,51)	(0,93)	(-4,53)	(-0,26)	(0,18)	(-2,43)	(-0,60)	(-0,47)	(-1,96)	(-0,15)	(0,23)
LTA	0,06309	-0,00275	0,000320	-0,08277	0,00229	0,0028524	-0,06926	0,01228	0,012707	-0,01468	0,00236	0,0041132
	(1,25)	(-0,27)	(0,03)	(-1,34)	(0,22)	(0,29)	(-0,63)	(0,95)	(0,99)	(-1,60)	(0,21)	(0,38)
VAB	-0,04241	0,03048	-0,014568	-0,01891	0,0055	-0,038894	0,01149	-0,02125	-0,0398835	-0,015337	-0,02362	0,024051
	(-0,23)	(1,55)	(-0,40)	(-0,81)	(0,34)	(-1,01)	(0,27)	(-0,89)	(-0,81)	(-0,55)	(-1,34)	(0,73)
DUMM89 <sup>a</sup>	-0,01151	-0,01022	0,028992	-0,01762*	-0,04191	0,008879	-0,06274***	-0,03933	-0,017389	-0,04202***	0,0225	-0,027200
	(-1,19)	(-0,28)	(1,49)	(-1,85)	(-1,09)	(0,55)	(-3,07)	(-0,80)	(-0,72)	(-2,81)	(0,69)	(-1,48)
Nºobservaciones	147	147	147	251	251	251	331	331	331	133	133	133
R <sup>2</sup> ajustado	0,03	0,62	0,62	0,60	0,87	0,18	0,55	0,86	0,86	0,14	0,30	0,29

(a) Se realizaron regresiones alternativas utilizando otros indicadores de concentración como CR1, CR3 y CR5 basados en las cuotas de mercado de las entidades mayores (no recogidas en este trabajo) que condujeron a resultados similares,

\* Estadísticamente significativo al 10 por 100

\*\* Estadísticamente significativo al 5 por 100

\*\*\* Estadísticamente significativo al 1 por 100

a: Alternativamente se empleó una variable ficticia temporal para recoger los efectos del cambio de ciclo económico y por el Mercado Único en 1993 (tomando el valor 0 previamente y 1 desde esta fecha). La variable resultó igualmente significativa, si bien el resto de resultados fue muy similar.

NOTA: Se incluyeron variables ficticias para recoger los efectos temporales, si bien sus valores estimados no se incluyeron por simplicidad expositiva.

<b>CUADRO 3. ESTIMACIONES DEL ESTADÍSTICO H DE ROSSE Y PANZAR. SISTEMA BANCARIO ESPAÑOL. MUESTRA TOTAL, BANCOS, CAJAS DE AHORROS Y ANÁLISIS REGIONAL (1986-1992 y 1993-1999)</b>						
VARIABLE DEPENDIENTE: LTR. Datos longitudinales. Método de efectos fijos.						
	Muestra total	Bancos	Cajas de ahorros	Entidades de ámbito nacional	Entidades de ámbito nacional (bancos)	Entidades de ámbito nacional (cajas)
1986-1992	0.88 <sup>MC</sup>	0.93 <sup>MC</sup>	0.56 <sup>MC</sup>	0.93 <sup>MC</sup>	0.95 <sup>MC</sup>	0.49 <sup>MC</sup>
1993-1999	0.83 <sup>MC</sup>	0.97 <sup>CP</sup>	0.58 <sup>MC</sup>	0.89 <sup>MC</sup>	0.86 <sup>MC</sup>	0.93 <sup>MC</sup>
	Entidades regionales	Entidades regionales de dimensión reducida	Entidades regionales de dimensión media	Entidades regionales de dimensión elevada		
1986-1992	0.78 <sup>MC</sup>	0.67 <sup>MC</sup>	0.96 <sup>MC</sup>	1.05 <sup>CP</sup>		
1993-1999	0.75 <sup>MC</sup>	0.64 <sup>MC</sup>	0.99 <sup>CP</sup>	1.02 <sup>CP</sup>		
	Región Sur	Región Centro y Noroeste	Región Este y Noreste	Región Norte		
1986-1992	0.66 <sup>MC</sup>	1.00 <sup>CP</sup>	0.75 <sup>MC</sup>	0.94 <sup>CP</sup>		
1993-1999	0.57 <sup>MC</sup>	0.80 <sup>MC</sup>	0.93 <sup>MC</sup>	0.96 <sup>CP</sup>		
	Región Sur (cajas de ahorros)	Región Centro y Noroeste (cajas de ahorros)	Región Este y Noreste (cajas de ahorros)	Región Norte (cajas de ahorros)		
1986-1992	0.63 <sup>MC</sup>	0.93 <sup>MC</sup>	0.54 <sup>MC</sup>	0.99 <sup>CP</sup>		
1993-1999	0.63 <sup>MC</sup>	0.79 <sup>MC</sup>	0.73 <sup>MC</sup>	0.78 <sup>MC</sup>		
<p>NOTA: Todos los valores estimados del estadístico H resultaron significativos al 1 por 100.  MC: El test de Wald sugiere un rechazo de las hipótesis H=0 (monopolio) y H=1 (competencia perfecta).  CP: El test de Wald no permite rechazar la hipótesis H=1, lo que sugiere la existencia de competencia perfecta.</p>						

**CUADRO 4. SPREAD Y COMPONENTES DEL ÍNDICE DE LERNER. MUESTRA TOTAL, BANCOS, CAJAS DE AHORROS Y DIVISIÓN POR REGIONES (1986-1992 y 1993-1999)**

El cálculo del coste marginal se realizó a partir de la estimación simultánea de la función translogarítmica de coste total y de las *share equations* derivadas de la misma mediante el método de mínimos cuadrados no lineales.

PB = Puntos básicos

	Muestra total		Bancos		Cajas de ahorros		Entidades de ámbito nacional		Entidades de ámbito nacional (bancos)		Entidades de ámbito nacional (cajas)	
	86-92	93-99	86-92	93-99	86-92	93-99	86-92	93-99	86-92	93-99	86-92	93-99
(1) SPREAD	684 PB	438 PB	626 PB	379 PB	691 PB	468 PB	587 PB	380 PB	552 PB	346 PB	638 PB	412 PB
(2) P <sub>TA</sub>	1010	805	969	675	1044	816	892	715	823	679	932	785
(3) MC <sub>TA</sub>	781	614	759	488	790	634	704	568	681	555	750	616
(4) <i>Mark-up</i> = (2) - (3) (estadístico-t entre paréntesis)	229 (53.72)	191 (82.68)	210 (9.87)	187 (8.63)	254 (8.56)	182 (10.12)	188 (16.99)	147 (11.90)	142 (8.65)	124 (4.47)	182 (3.93)	169 (12.95)
(5) <i>Índice de Lerner</i> = (4) / (2)	22.5	24.8	19.2	26.6	24.2	23.0	21.0	20.5	17.1	18.2	19.3	21.5
	Entidades regionales		Entidades regionales de dimensión reducida		Entidades regionales de dimensión media		Entidades regionales de dimensión elevada					
	86-92	93-99	86-92	93-99	86-92	93-99	86-92	93-99				
(1) SPREAD	715 PB	465 PB	791 PB	512 PB	660 PB	453 PB	622 PB	401 PB				
(2) P <sub>TA</sub>	1016	802	1086	892	980	882	978	798				
(3) MC <sub>TA</sub>	737	602	793	669	723	642	703	563				
(4) <i>Mark-up</i> = (2) - (3) (estadístico-t entre paréntesis)	279 (67.02)	200 (54.71)	292 (37.22)	223 (42.50)	257 (4.99)	240 (4.21)	275 (2.71)	234 (31.11)				
(5) <i>Índice de Lerner</i> = (4) / (2)	27.6	25.6	27.0	25.3	26.2	26.5	28.1	29.3				
	Región Sur		Región Centro y Noroeste		Región Este y Noreste		Región Norte					
	86-92	93-99	86-92	93-99	86-92	93-99	86-92	93-99				
(1) SPREAD	764 PB	584 PB	636 PB	421 PB	727 PB	489 PB	647 PB	405 PB				
(2) P <sub>TA</sub>	1024	854	982	779	1053	834	966	734				
(3) MC <sub>TA</sub>	827	651	699	532	783	658	668	502				
(4) <i>Mark-up</i> = (2) - (3) (estadístico-t entre paréntesis)	197 (22.75)	203 (19.02)	283 (15.73)	247 (30.41)	270 (30.79)	176 (43.78)	298 (25.55)	232 (24.63)				
(5) <i>Índice de Lerner</i> = (4) / (2)	19.2	23.6	28.8	31.7	25.5	20.9	30.8	31.6				
	Región Sur (cajas de ahorros)		Región Centro y Noroeste (cajas de ahorros)		Región Este y Noreste (cajas de ahorros)		Región Norte (cajas de ahorros)					
	86-92	93-99	86-92	93-99	86-92	93-99	86-92	93-99				
(1) SPREAD	763 PB	582 PB	708 PB	431 PB	730 PB	489 PB	662 PB	418 PB				
(2) P <sub>TA</sub>	1018	869	903	787	1040	838	971	790				
(3) MC <sub>TA</sub>	822	675	634	559	779	665	686	593				
(4) <i>Mark-up</i> = (2) - (3) (estadístico-t entre paréntesis)	196 (26.75)	194 (26.23)	269 (15.36)	228 (31.65)	261 (42.62)	173 (50.05)	285 (32.72)	197 (30.29)				
(5) <i>Índice de Lerner</i> = (4) / (2)	19.2	22.8	31.1	29.5	25.1	21.4	29.2	25.9				

NOTA: (a) Todos los valores estimados de los índices de Lerner y sus componentes resultaron significativos al 1 por 100.

(b) El test de diferencia de medias sugiere la existencia de diferencias significativas entre ambos períodos para las submuestras “Bancos”, “Región Sur”, “Región Este y Noreste” y todas las regiones cuando sólo se consideraron las cajas de ahorros excepto la región “Centro y Noroeste”.

P<sub>TA</sub> = precio de los activos totales derivado de la información de balance

MC<sub>TA</sub>: coste marginal estimado de los activos totales

*Mark-up*: P<sub>TA</sub>-MC<sub>TA</sub>

SPREAD: precio medio del crédito menos precio medio de los depósitos y otras fuentes de financiación a corto plazo.

**APÉNDICE: TEST DE EQUILIBRIO PARA EL ESTADÍSTICO H DE ROSSE Y PANZAR. SISTEMA BANCARIO ESPAÑOL. MUESTRA TOTAL, BANCOS, CAJAS DE AHORROS Y ANÁLISIS REGIONAL (1986-1992 y 1993-1999)**

VARIABLE DEPENDIENTE: ROA Datos longitudinales. Método de efectos fijos.

	<b>Muestra total</b>	<b>Bancos</b>	<b>Cajas de ahorros</b>	<b>Entidades de ámbito nacional</b>	<b>Entidades de ámbito nacional (bancos)</b>	<b>Entidades de ámbito nacional (cajas)</b>
<b>1986-1992</b>	0.012	0.010*	-0.003*	0.032*	0.034*	-0.015*
<b>1993-1999</b>	0.010*	0.011	0.001*	0.034*	0.030*	0.001*
	<b>Entidades regionales</b>	<b>Entidades regionales de dimensión reducida</b>	<b>Entidades regionales de dimensión media</b>	<b>Entidades regionales de dimensión elevada</b>		
<b>1986-1992</b>	0.044	0.020	0.015*	0.016*		
<b>1993-1999</b>	0.040	0.021*	-0.010*	0.042		
	<b>Región Sur</b>	<b>Región Centro y Noroeste</b>	<b>Región Este y Noreste</b>	<b>Región Norte</b>		
<b>1986-1992</b>	-0.012	0.018	0.035	0.068		
<b>1993-1999</b>	0.060*	0.025	0.030	0.065		
	<b>Región Sur (cajas de ahorros)</b>	<b>Región Centro y Noroeste (cajas de ahorros)</b>	<b>Región Este y Noreste (cajas de ahorros)</b>	<b>Región Norte (cajas de ahorros)</b>		
<b>1986-1992</b>	-0.014*	-0.007*	-0.012*	0.044		
<b>1993-1999</b>	0.004*	-0.025*	0.003*	-0.031*		

\* : El test de Wald indica que no puede rechazarse la hipótesis H=0 (con ROA como variable dependiente) al 1 por 100.