

RENTABILIDAD, ESTRUCTURA DE MERCADO Y EFICIENCIA EN LA BANCA*

JOAQUÍN MAUDOS
Universitat de València e Ivie

Este trabajo analiza la relación existente entre la estructura del mercado y la rentabilidad en el sector bancario español en el período 1986-95 utilizando una medida directa de eficiencia. Los resultados obtenidos permiten rechazar la hipótesis tradicional de colusión tanto en el sector de las cajas de ahorros como en la banca nacional ya que no se encuentra una relación positiva y significativa entre la rentabilidad y la concentración del mercado. Asimismo, los resultados muestran un soporte limitado a la hipótesis de eficiencia ya que, si bien la eficiencia y la cuota de mercado (en el caso de los bancos) afectan positivamente a la rentabilidad, la eficiencia no está relacionada positivamente con la estructura de mercado. Los resultados muestran, por tanto, lo inadecuado de utilizar la variable cuota de mercado como *proxy* de la eficiencia.

Palabras clave: estructura de mercado, eficiencia, sector bancario español.

Clasificación JEL: G21, L11.

Muchos estudios referidos al sector bancario así como a otros sectores han encontrado una relación positiva entre la rentabilidad y la concentración del mercado si bien la interpretan de distinta forma. Así, la hipótesis más tradicional o paradigma estructura-conducta-resultado postula que los mercados más concentrados favorecen la adopción de acuerdos colusivos y, en consecuencia, permiten obtener beneficios extraordinarios. Por el contrario, la hipótesis alternativa de estructura eficiente afirma que las empresas más eficientes disfrutan de menores costes de producción y, en consecuencia, de mayores beneficios. Así, estas empresas se asume que ganan cuota de mercado lo que provoca una mayor concentración de los mercados.

(*) El autor agradece los comentarios realizados por los evaluadores anónimos. El trabajo ha contado con la ayuda financiera de la Fundación de las Cajas de Ahorros para la Investigación Económica y Social (FUNCAS) y se enmarca en el proyecto SEC98-0895 de la DGICYT y GV99-103-1-08 de la Consellería de Cultura, Educación y Ciencia de la Generalitat Valenciana. El autor también agradece al Ivie la información facilitada para la elaboración del trabajo.

Empíricamente, la forma de discriminar entre las dos hipótesis ha sido incluir como variable explicativa de la rentabilidad tanto la concentración como la cuota de mercado de forma que un coeficiente positivo y significativo para esta última variable no permite rechazar la hipótesis de eficiencia. No obstante, obsérvese como esta conclusión depende de que la cuota de mercado sea una *proxy* adecuada de la eficiencia.

Sin embargo, los trabajos de Timme y Yang (1991), Berger (1995), Goldberg y Rai (1996) y Maudos (1998), muestran lo inadecuado de aproximar la eficiencia a través de la cuota de mercado. En concreto, en estos trabajos se obtienen correlaciones muy bajas entre ambas variables, proponiendo en consecuencia la utilización de medidas directas de eficiencia.

En este contexto, el objetivo de este trabajo es analizar la relación entre la rentabilidad y la estructura del mercado en el sector bancario español (SBE) en el período 1986-95, tanto para cajas de ahorros como para la banca nacional, utilizando una medida directa de eficiencia obtenida mediante la aplicación de técnicas frontera de datos de panel. Dicho trabajo no es sino continuación del trabajo realizado en Maudos (1998) para los bancos nacionales en el período más corto 1990-93. Así, el trabajo que aquí se presenta extiende el trabajo anterior en tres direcciones: ampliando el período objeto de estudio (1986-95); analizando también de forma independiente el sector de las cajas de ahorros confederadas; y contrastando la robustez de resultados ante distintas aproximaciones a la medición de la eficiencia.

Los resultados obtenidos permiten rechazar el paradigma tradicional de estructura-conducta-resultado, siendo la eficiencia y la cuota de mercado las principales variables explicativas de la variación en la rentabilidad. Más concretamente, los resultados ofrecen un soporte parcial a la hipótesis de eficiencia ya que, si bien la eficiencia y la cuota de mercado (en el caso de los bancos) afectan positivamente a la rentabilidad, no se cumple la otra condición necesaria para el soporte de dicha hipótesis que es que las variables de estructura de mercado estén positivamente relacionadas con la eficiencia. Estos resultados coinciden con los obtenidos en trabajos anteriores aplicados al caso español, si bien dichos trabajos [a excepción de Maudos (1998)] utilizan la variable cuota de mercado como *proxy* de la eficiencia, aproximación incompatible con los resultados obtenidos.

La estructura del trabajo es la siguiente. En el apartado 1 se repasa la literatura sobre los determinantes de la rentabilidad, analizando más detalladamente las hipótesis alternativas que explican la relación entre la rentabilidad y la estructura de mercado. El apartado 2 describe brevemente la metodología utilizada para obtener una medida directa de eficiencia y presenta los resultados de su aplicación. El apartado 3 describe la construcción de las variables utilizadas en el contraste de las hipótesis explicativas de la rentabilidad, presentándose los resultados de su estimación en el apartado 4. Finalmente, las principales conclusiones del trabajo aparecen en el apartado 5.

1. ESTRUCTURA DE MERCADO Y RENTABILIDAD

Tradicionalmente, los trabajos que analizan la relación existente entre la rentabilidad, u otro indicador de resultados, y la estructura del mercado contrastan

dos hipótesis alternativas¹. Por un lado, la hipótesis tradicional [Bain (1951)] afirma que los bancos son capaces de extraer rentas de monopolio en los mercados más concentrados ofreciendo bajos tipos de interés a los depositantes y cargando altos tipos a los prestatarios. Ello se debe a que los acuerdos colusivos son menos costosos en los mercados más concentrados [Stigler (1964)]. Empíricamente, no se rechaza dicha hipótesis de estructura-conducta-resultado si se encuentra una relación positiva y estadísticamente significativa entre la rentabilidad y alguna medida de la concentración del mercado.

Sin embargo, esta hipótesis está sujeta a diversas críticas. En primer lugar, la teoría del oligopolio nos muestra cómo, en ocasiones, es posible obtener un resultado de competencia perfecta incluso en el caso de un duopolio como ocurre en el modelo de Bertrand. Así, en la paradoja de Bertrand, una elevada concentración no implica ausencia de competencia. Y en segundo lugar, la teoría de los mercados contestables [Baumol *et al.* (1982)] nos muestra cómo la ausencia de barreras de entrada de competidores potenciales puede determinar un comportamiento competitivo incluso en mercados altamente concentrados.

Ante estas críticas surgió la hipótesis alternativa de estructura eficiente que afirma que las empresas más eficientes, con una mejor organización y gestión de sus recursos, tienen menores costes, son más rentables, ganan cuota de mercado y, como consecuencia, crece la concentración del mercado [Demsetz (1973) y (1974), Peltzman (1977)]. Así, la relación positiva existente entre la rentabilidad y la concentración se debe a la mayor eficiencia en la producción, por lo que dicha relación es espuria, siendo la eficiencia la que conduce a una mayor rentabilidad y concentración.

Los estudios que contrastan ambas hipótesis alternativas introducen la variable cuota de mercado como explicativa de la rentabilidad, obteniendo generalmente un coeficiente positivo y significativo para dicha variable, lo que se interpreta como el no rechazo de la hipótesis de estructura eficiente [Smirlock (1985), Evanoff y Fortier (1988), etc]. Sin embargo, y como pusimos de manifiesto en la introducción, esta conclusión depende del supuesto de que la cuota de mercado sea una *proxy* adecuada de la eficiencia, y no de otras variables como el poder de mercado, diferenciación de producto, etc. [Shepherd (1986)].

De hecho, como pone de manifiesto Berger (1995), una teoría relacionada con la hipótesis de estructura-conducta-resultados es la hipótesis de poder de mercado relativo que afirma que sólo las empresas con elevadas cuotas de mercado y productos diferenciados son capaces de ejercer poder de mercado en la fijación de precios ganando, en consecuencia, beneficios extraordinarios [Shepherd (1982)].

La clave del problema ha sido, por tanto, la interpretación de la relación positiva entre la rentabilidad y la concentración apoyando una u otra hipótesis. Tradicionalmente, los estudios que han contrastado ambas hipótesis estiman la siguiente regresión:

$$P = \beta_0 + \beta_1 CR + \beta_2 CM + \alpha' X + \varepsilon \quad [1]$$

(1) Una exposición de los fundamentos de las hipótesis aplicadas al caso concreto del sector bancario se encuentra en Hannan (1991).

donde P es un indicador de resultados, CR es una medida de la concentración del mercado en el que compiten las empresas, CM es la cuota de mercado de cada empresa y X son variables de control específicas de cada empresa o de los mercados en los que operan que pueden afectar a la rentabilidad. En este contexto, Smirlock muestra que si b_1 es positivo y significativo y b_2 es cero, no es posible rechazar la hipótesis tradicional de colusión, mientras que si b_1 es cero y b_2 es estadísticamente mayor que cero, no es posible rechazar la hipótesis de estructura eficiente. No obstante, como pone en cuestión Shepherd (1986), esta última conclusión depende de que la cuota de mercado sea una *proxy* adecuada de la eficiencia y no de otras variables como el poder de mercado y/o la diferenciación de producto.

Una solución al problema sería simplemente incluir en la estimación una medida directa de eficiencia. Berger (1995) desarrolla un conjunto de contrastes que incorporan la eficiencia directamente en el modelo para evitar los problemas comentados anteriormente. En concreto, podemos distinguir varias hipótesis basándonos en la estimación del siguiente modelo:

$$P = \beta_0 + \beta_1 CR + \beta_2 CM + \beta_3 EF + \alpha' X + \varepsilon \quad [2]$$

donde EF es la eficiencia en costes de cada empresa.

Bajo la hipótesis “pura” de estructura eficiente las empresas más eficientes tendrán menores costes unitarios, y por tanto mayores beneficios, ganan cuota de mercado aumentando en consecuencia la concentración. No obstante, aunque es la eficiencia la que conduce a una mayor cuota y concentración del mercado, estas últimas variables no deberían tener una relación con la rentabilidad una vez se ha introducido en la estimación la eficiencia. Así, bajo esta hipótesis de estructura eficiente, los signos esperados de la relación son los siguientes: $EF > 0$, $CR = 0$, $CM = 0$.

Obsérvese que la hipótesis de estructura eficiente exige, además, que la eficiencia conduzca a una mayor cuota y concentración del mercado. Esto es, una condición necesaria adicional para el mantenimiento de dicha hipótesis es que la eficiencia sea una variable explicativa de la cuota y de la concentración del mercado, y que estén positivamente correlacionadas.

Por otro lado, la hipótesis “pura” tradicional –que denominamos hipótesis pura de poder de mercado– exige que sea la concentración del mercado la variable explicativa de la rentabilidad, afectando positivamente a la misma. Así, los signos que avalan dicha hipótesis son los siguientes: $CR > 0$, $CM = 0$, $EF = 0$.

La hipótesis del poder de mercado “modificada” lo que postula es que es la cuota del mercado la fuerza motriz de la rentabilidad ($CM > 0$, $CR = 0$, $EF = 0$). La diferencia entre la hipótesis pura de poder de mercado y la hipótesis de poder de mercado modificada es que, de acuerdo con esta última, las ventajas derivadas del tamaño pueden existir incluso en mercados no concentrados.

Consistente con las aportaciones de Shepherd (1986), la hipótesis de estructura eficiente “modificada” afirma que las variaciones en la rentabilidad son explicadas por la eficiencia y por la influencia residual de la cuota de mercado como consecuencia de factores como la diferenciación de producto y el poder de mercado. Al igual que la hipótesis “pura” de estructura eficiente, la hipótesis de estruc-

tura eficiente “modificada” afirma que la concentración no afecta directamente a la rentabilidad ya que las variaciones en la concentración son explicadas por la mayor eficiencia que conduce a mayores cuotas de mercado. En otras palabras, la concentración no debe tener una relación positiva con la rentabilidad una vez se incluyen en la estimación los efectos de la eficiencia y de la influencia residual de la cuota de mercado. Así, dicha hipótesis es consistente con los siguientes signos: $EF > 0$, $CM > 0$, $CR = 0$.

Por último, siguiendo a Schmalensee (1987), la hipótesis “híbrida” colusión-eficiencia establece que la eficiencia determina los beneficios ($EF > 0$), la concentración favorece la colusión ($CR > 0$), siendo residual la influencia de la cuota de mercado ($CM = 0$). Dicho efecto residual se deriva del supuesto de que cualquier variación sistemática de la rentabilidad distinta de la ya explicada por las diferencias en concentración está relacionada con las diferencias en eficiencia que ya incorporarán el impacto de la cuota de mercado sobre la rentabilidad.

Como muestra Berger (1995), la estimación de la ecuación [2] puede ser interpretada como una forma reducida de un modelo estructural que englobaría las hipótesis anteriores. No obstante, dado que las variables CM y CR son endógenas en la hipótesis de estructura eficiente, la contrastación de las distintas hipótesis se realiza mediante la estimación de un sistema de ecuaciones simultáneas, en el que CM y CR dependen de EF^2 y de variables de control:

$$P = \beta_0 + \beta_1 CR + \beta_2 CM + \beta_3 EF + \alpha_1' X_1 + \varepsilon^1 \quad [3a]$$

$$CM = \gamma_0 + \gamma_1 EF + \alpha_2' X_2 + \varepsilon^2 \quad [3b]$$

$$CR = \delta_0 + \delta_1 EF + \alpha_3' X_3 + \varepsilon^3 \quad [3c]$$

En resumen, los signos de los parámetros estimados de las variables CR , CM y EF que avalan las distintas hipótesis explicativas de la relación rentabilidad-estructura de mercado, son los siguientes:

$$\frac{\partial P}{\partial CR} = 0; \quad \frac{\partial P}{\partial CM} = 0; \quad \frac{\partial P}{\partial EF} > 0 \quad \text{Estructura eficiente pura} \quad [4]$$

$$\frac{\partial P}{\partial CR} > 0; \quad \frac{\partial P}{\partial CM} = 0; \quad \frac{\partial P}{\partial EF} = 0 \quad \text{Poder de mercado puro} \quad [5]$$

$$\frac{\partial P}{\partial CR} = 0; \quad \frac{\partial P}{\partial CM} > 0; \quad \frac{\partial P}{\partial EF} = 0 \quad \text{Poder de mercado modificado} \quad [6]$$

$$\frac{\partial P}{\partial CR} = 0; \quad \frac{\partial P}{\partial CM} > 0; \quad \frac{\partial P}{\partial EF} > 0 \quad \text{Estructura eficiente modificada} \quad [7]$$

$$\frac{\partial P}{\partial CR} > 0; \quad \frac{\partial P}{\partial CM} = 0; \quad \frac{\partial P}{\partial EF} > 0 \quad \text{Híbrida colusión-eficiencia} \quad [8]$$

(2) Además, la estimación únicamente de la ecuación [2] sólo permitiría contrastar una de las dos condiciones necesarias de la hipótesis de estructura eficiente, siendo necesario contrastar la condición necesaria adicional de que CM y CR estén positivamente correlacionadas con EF .

2. LA MEDICIÓN DE LA EFICIENCIA

La eficiencia en costes se define como la ratio entre los costes mínimos necesarios para producir un determinado vector de *outputs* y los costes en los que realmente se han incurrido, midiéndose los primeros mediante la estimación de funciones frontera.

Del conjunto de técnicas frontera existentes, en este trabajo se utilizan técnicas frontera de datos de panel, dada la disponibilidad de un panel de datos de cajas y bancos que abarca el período 1986-1995. En concreto, tres son las aproximaciones frontera de datos de panel utilizadas: el modelo de efectos fijos, el modelo de efectos aleatorios y la aproximación estocástica de datos de panel.

En el caso del modelo de efectos fijos³ (MEF) el término de ineficiencia es tratado como una constante específica de cada empresa, estimándose el modelo por OLS (o utilizando la transformación intragrupos si el número de empresas es muy grande). El supuesto que se realiza es que la empresa con el menor efecto fijo (en caso de estimarse una función de costes) es la más eficiente de la muestra, midiéndose la eficiencia como la distancia entre los efectos fijos de cada empresa y el de la empresa más eficiente.

$$EF_i = \exp [-(\hat{\alpha}_i - \hat{\alpha}_i^{\min})] \quad [9]$$

donde $\hat{\alpha}_i$ son los efectos fijos (dummies individuales).

Al contrario que el modelo de efectos fijos, el modelo de efectos aleatorios (MEA) tiene en cuenta explícitamente la naturaleza estocástica de la eficiencia siendo, en consecuencia, un atractivo de este modelo. En este modelo el término de ineficiencia pasa a formar parte del término aleatorio, estimándose la eficiencia de cada empresa de acuerdo con la siguiente expresión:

$$EF_i = \exp [-(\hat{\varepsilon}_i - \hat{\varepsilon}_i^{\min})] \quad [10]$$

$$\hat{\varepsilon}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}$$

donde $\hat{\varepsilon}_{it}$ son los residuos de la estimación del modelo de efectos aleatorios por MCG.

En la aproximación de frontera estocástica con datos de panel (FE-P) –estimada por máxima verosimilitud–, el término de error es compuesto, englobando la ineficiencia y la perturbación aleatoria. Concretamente, se supone que la ineficiencia sigue una distribución semi-normal, estimándose utilizando la distribución del término de ineficiencia condicionada a la estimación del término de error compuesto⁴.

(3) Véase Schmidt y Sickles (1984).

(4) Como muestran Battese y Coelli (1988), la disponibilidad de un panel de datos tiene como ventaja el hecho de obtener estimaciones consistentes de la eficiencia, siendo inconsistente, aunque insesgada, dicha estimación con datos de corte transversal.

La muestra utilizada está compuesta por la totalidad de las cajas de ahorros existentes en cada año de la muestra, habiéndose reducido dicho tamaño de 77 en 1986 a 50 en 1995 como consecuencia de los procesos de fusión-absorción ocurridos en los últimos años. En el caso de la banca nacional, la muestra está formada por alrededor de dos terceras partes del total, ya que para el tercio restante o bien no se disponía de información acerca de alguna de las variables necesarias para estimar la función de costes, o bien la información era poco fiable. Así, la muestra finalmente utilizada varía de 52 en 1986 a 48 en 1995. Obsérvese como tanto en cajas como en bancos se está manejando un panel incompleto utilizándose así el mayor número de observaciones posibles⁵.

La función de costes frontera translogarítmica estimada adopta la siguiente especificación:

$$\begin{aligned} \ln C_{iT} = & \alpha_0 + \sum_{k=1}^2 \hat{\alpha}_k \ln Y_{kiT} + 1/2 \sum_{k=1}^2 \sum_{j=1}^2 \hat{\alpha}_{kj} \ln Y_{kiT} \ln Y_{jiT} + \sum_{k=1}^3 \hat{\beta}_k \ln P_{kiT} + \\ & + 1/2 \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \hat{\beta}_{kj} \ln P_{kiT} \ln P_{jiT} + \sum_{k=1}^2 \sum_{j=1}^2 \hat{\lambda}_{kj} \ln Y_{kiT} \ln P_{jiT} + \\ & + \theta_T T + 1/2 \theta_{TT} T^2 + \sum_{k=1}^2 \hat{\theta}_{Tk} T \ln Y_{kiT} + \sum_{j=1}^3 \hat{\theta}_{jT} T \ln P_{jiT} + u_i + v_{iT} \end{aligned}$$

donde C_{iT} = costes totales (operativos más financieros), Y_{iT} es el vector de outputs (Y_1 son los fondos prestables, Y_2 son los fondos prestados), P_{iT} = es el vector de precios de los inputs (trabajo, fondos prestables y capital físico)⁶, y $T = 1, 2, \dots, T$, es una tendencia que capta la influencia del cambio técnico.

En el cuadro 1 aparecen las eficiencias medias estimadas para los subsectores de la banca nacional y de las cajas de ahorros en el período analizado⁷. Dicho cuadro muestra cómo los niveles de eficiencia de las cajas de ahorros son “superiores” a los obtenidos por la banca nacional, siendo éste un resultado común a otros trabajos anteriores [Pastor (1995), Grifell y Lovell (1995), Lozano (1998) y Maudos (1996)]. No obstante, dado que se estiman dos fronteras distintas –una para cajas y otra para bancos– los resultados obtenidos no significan necesariamente que la eficiencia absoluta de las cajas sea mayor que la de los bancos ya que los indicadores obtenidos deben ser interpretados en relación a la frontera estimada, siendo así indicadores relativos de eficiencia.

De las tres aproximaciones utilizadas a la estimación de la eficiencia, el modelo de efectos fijos es el que ofrece los niveles más bajos. Como señala Simar

(5) Respecto al tratamiento de las fusiones, se ha optado por trabajar con un panel incompleto por lo que las empresas que se fusionan desaparecen de la muestra y aparecen otras nuevas que se consideran distintas de las anteriores.

(6) La definición de las variables es la misma que en Maudos (1996).

(7) Siguiendo a Berger y Mester (1997), las eficiencias estimadas en la aproximación estocástica han sido normalizadas de tal forma que, al igual que en los modelos de efectos fijos y aleatorios, la empresa más eficiente de la muestra tiene un valor de la eficiencia igual a 1.

Cuadro 1: EFICIENCIA EN CAJAS Y BANCOS

	Cajas			Bancos		
	MEF	MEA	FE-P	MEF	MEA	FE-P
Media	0,790	0,842	0,842	0,284	0,453	0,666
Max.	1	1	1	1	1	1
Min.	0,647	0,706	0,718	0,200	0,346	0,458
Des. Típ.	0,070	0,069	0,070	0,113	0,084	0,082

MEF = modelo de efectos fijos.

MEA = modelo de efectos aleatorios.

FE-P = frontera estocástica (modelo half-normal) con datos de panel.

(1992), este resultado puede deberse a que el modelo de efectos fijos no tiene en cuenta la naturaleza estocástica de la ineficiencia recogiendo como tal factores distintos a la misma. Además, como señala Berger (1993 y 1995), el modelo de efectos fijos tiende a confundir las diferencias en tamaño con diferencias de eficiencia, siendo por tanto menos razonables los resultados conforme existan mayores diferencias de costes entre empresas. Por estos motivos, en el contraste de las hipótesis explicativas de la rentabilidad que se realiza a continuación prescindiremos de la eficiencia en el modelo de efectos fijos.

3. VARIABLES UTILIZADAS

Las medidas de resultados utilizadas son la rentabilidad sobre recursos propios (ROE) y sobre el total del activo (ROA), definidas como cociente entre el beneficio contable y los recursos propios y el activo total, respectivamente. No obstante, dado que dicho beneficio contable recoge la influencia de factores más aleatorios que pueden no estar bajo el control de la empresa (provisión para insolvencias, saneamientos, ingresos de carácter extraordinario, quebrantos, etc.), se ha analizado la robustez de resultados utilizando alternativamente el margen de explotación sobre recursos propios (ROE1) y sobre el activo (ROA1) como indicador de la rentabilidad derivada de la actividad bancaria tradicional de intermediación financiera.

Al igual que otros trabajos previos referidos al sector bancario español [Gual y Vives (1992)] consideramos que el mercado relevante en el que tiene lugar la competencia es el mercado regional, y más concretamente, el provincial. De hecho, son muchas las cajas de ahorros y los bancos que tienen oficinas bancarias en una sola provincia. Así, en base a estos mercados provinciales se han calculado las cuotas de mercado de cada entidad y la concentración de cada mercado provincial. Dado que la única información disponible a nivel de provincia para cada entidad es el número de oficinas bancarias, utilizaremos esta variable como *proxy* del *output* bancario a efectos del cálculo de las cuotas de mercado y de los índices de concentración.

Concretamente, la cuota de mercado de cada entidad se ha calculado ponderando la cuota de mercado que tiene en cada provincia, utilizando como ponderaciones la importancia que cada provincia tiene en el conjunto de la entidad. Ahora bien, como confirman los resultados de Gual y Vives (1992) a raíz de las aportaciones de Schmalensee (1987), es preciso multiplicar la cuota de mercado por el margen financiero (en relación a los recursos propios o al activo según el indicador de rentabilidad utilizado) para no obtener estimaciones sesgadas de los parámetros.

Igualmente, la concentración del mercado en el que opera cada entidad se ha calculado como suma ponderada de los índices de concentración provinciales, utilizando las mismas ponderaciones que las utilizadas en el cómputo de la cuota de mercado. El indicador de la concentración del mercado utilizado ha sido el índice de Herfindahl que se define como la suma al cuadrado de las cuotas de mercado.

Respecto a las variables de control explicativas de la rentabilidad, se utilizan dos variables específicas de cada empresa y dos específicas de los mercados en los que compiten. En el primer caso, se utiliza la variable tamaño –aproximada a través del total del activo (A)– para mostrar la influencia de factores relacionado con la escala de producción (economías de escala, por ejemplo), y la ratio préstamos/activo (P/A) para recoger la influencia del riesgo asumido por cada banco (es de esperar una relación positiva ya que los bancos con mayor porcentaje de préstamos asumen un mayor riesgo). En el segundo caso, se utiliza la variable tamaño del mercado (MDO) y crecimiento del mercado (TCMDO). Es de esperar una relación negativa respecto al tamaño del mercado (dado que en los mercados más grandes presumiblemente existe más competencia) y positiva respecto al crecimiento del mercado (los mercados en expansión permiten obtener mayores rentabilidades). Estas dos últimas variables se contruyen a partir de la información disponible sobre distribución provincial de los depósitos, donde, al igual que en el caso de la cuota de mercado y la concentración, se pondera cada mercado según la distribución provincial de la red de oficinas de cada entidad.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Los resultados que se presentan a continuación se basan en la estimación del sistema de ecuaciones [3a], [3b] y [3c] por el método de máxima verosimilitud con información completa utilizando el *pool* de datos 1986-95⁸. Dado que los resultados son robustos en caso de utilizar la eficiencia del modelo de efectos aleatorios o de la aproximación de frontera estocástica con datos de panel, sólo se presentan los resultados correspondientes a esta última aproximación. De igual forma, los resultados son robustos al indicador de rentabilidad utilizado (beneficio

(8) En la estimación se han introducido efectos temporales para captar la influencia de factores específicos de cada año de la muestra común a todas las empresas. En cambio, no se introducen efectos fijos dado que uno de los regresores –la eficiencia– no tiene variación temporal. Para que el sistema esté identificado, en las ecuaciones (3b) y (3c) se introducen variables exógenas de control distintas de las introducidas en la ecuación (3a), cumpliéndose así la condición de orden.

contable o margen de explotación), por lo que sólo se ofrecen los resultados correspondientes al margen de explotación (ROA1 y ROE1).

Los resultados que aparecen en los cuadros 2 y 3 muestran cómo la eficiencia siempre afecta positivamente a la rentabilidad, si bien en las cajas de ahorros su influencia no es estadísticamente significativa cuando se utiliza la rentabilidad sobre recursos propios. La concentración nunca se muestra significativa en la explicación de la rentabilidad, rechazándose en consecuencia la hipótesis pura de poder de mercado. Tras controlar por el efecto de la eficiencia, la cuota de mercado tiene un efecto positivo y significativo sobre la rentabilidad de los bancos, no siendo dicha variable significativa en las cajas de ahorros.

Como señala Berger (1995), el hecho de que el coeficiente que acompaña a la variable CM sea estadísticamente significativo cuando se introduce el efecto de la eficiencia, sugiere que en las regresiones donde no se introduce dicho efecto, la variable CM no debe ser interpretada como *proxy* de la eficiencia. En otras palabras, dado que controlamos en la estimación el efecto de la eficiencia, el efecto positivo y significativo de CM capta la influencia de factores distintos a la eficiencia como el poder de mercado⁹. En principio, pues, la evidencia es favorable a la

Cuadro 2: CAJAS DE AHORROS (1986-95). NO. OBS = 632

	V.dep = ROA1	V.dep = CM	V.dep = CR	V.dep = ROE1	V.dep = CM	V.dep = CR
Const.	0,002 (0,741)	0,151 (2,053)	0,039 (0,988)	0,321 (2,574)	0,151 (2,032)	0,030 (0,980)
CR	-0,001 (-0,147)			0,013 (0,047)		
CM	0,002 (0,802)			-0,022 (-0,178)		
EF	0,013 (3,914)	0,027 (0,328)	0,120 (3,384)	0,105 (0,900)	0,027 (0,324)	0,120 (3,350)
A	0,13E-09 (0,225)			-0,00E-07 (-0,387)		
P/A	0,013 (3,769)			0,207 (1,738)		
MDO	-0,80E-12 (-3,394)			-0,19E-10 (-2,390)		
TCMDO	0,002 (0,469)			0,242 (1,542)		
R2	0,211	0,000	0,025	0,292	0,000	0,025

(9) Este resultado avala los obtenidos en Timme y Yang (1991), Berger (1995), Goldberg y Rai (1996) y Maudos (1998).

Cuadro 3: BANCOS (1986-95). No. OBS = 486

	V.dep = ROA1	V.dep = CM	V.dep = CR	V.dep = ROE1	V.dep = CM	V.dep = CR
Const.	-0,035 (-3,601)	0,049 (3,025)	0,123 (9,702)	-0,234 (-1,384)	0,049 (3,020)	0,128 (9,807)
CR	-0,008 (-0,189)			0,686 (1,055)		
CM	0,135 (3,747)			2,193 (3,829)		
EF	0,072 (7,805)	-0,030 (-1,185)	-0,012 (-0,615)	0,759 (4,039)	-0,030 (-1,178)	-0,012 (-0,621)
A	-0,27E-08 (-1,667)			-0,04E-07 (-4,531)		
P/A	0,0345 (6,468)			0,235 (2,543)		
MDO	-0,14E-11 (-3,254)			-0,21E-10 (-2,564)		
TCMDO	-0,037 (-1,161)			-0,390 (-0,773)		
R2	0,373	0,004	0,001	0,314	0,004	0,001

hipótesis pura de eficiencia en las cajas y a la hipótesis de estructura eficiente modificada en los bancos, dado que, en este último caso, la cuota de mercado afecta positivamente y de forma significativa a la rentabilidad.

Como se ha visto en la sección 2, una de las implicaciones de la hipótesis de estructura eficiente es que la eficiencia debería estar positivamente correlacionada con la cuota de mercado y la concentración. Sin embargo, los resultados obtenidos muestran que, en ningún caso, la eficiencia es una variable significativa en la explicación de la cuota de mercado. En el caso de la concentración, la influencia de la eficiencia es positiva en las cajas y negativa –aunque no significativa– en los bancos. Así, estos resultados suponen un soporte limitado a las hipótesis de eficiencia ya que no se cumple la otra condición necesaria de que la eficiencia afecte positivamente a la estructura de mercado. Esto es, si la eficiencia explica la relación existente entre la estructura de mercado y la rentabilidad, debe estar positivamente correlacionada con CR y CM así como con la rentabilidad. Así, los resultados avalan sólo parcialmente la hipótesis de eficiencia (modificada en los bancos y pura en las cajas), mostrando también lo inadecuado de utilizar la cuota de mercado como *proxy* de la eficiencia tal y como se ha realizado en otros trabajos.

Respecto a las variables de control, el tamaño del mercado (MDO) y la ratio préstamos/activo (P/A) presentan los signos esperados, siendo estadísticamente significativas en todos los casos. Así, las empresas más arriesgadas (con mayor

relación préstamos/activo), alcanzan mayores niveles de rentabilidad; y las entidades que operan en grandes mercados –supuestamente con mayor nivel de competencia– obtienen menores rentabilidades. En el caso de los bancos, los más grandes (A) obtienen menores niveles de rentabilidad. Finalmente, el crecimiento del mercado (TCMDO) no es significativo en ningún caso.

Dado que el período analizado incluye un subperíodo donde todavía existen barreras a la competencia en forma de regulaciones y otro desregulado, hemos replicado las estimaciones para los subperíodos 1986-90 y 1991-95. La elección de un punto de ruptura en el año 1990 se debe a que hasta dicho año, todavía no existía una libertad total de tipos de interés y también hasta dicho año las cajas de ahorros no podían abrir oficinas fuera del ámbito geográfico (comunidad autónoma) donde tienen la sede social. Además, es precisamente al final de 1989 cuando se inicia la llamada “guerra de las supercuentas”. Esta ruptura del *statu quo* bancario español, iniciado a través de una competencia en precios, supone un cambio en la estrategia competitiva y, en consecuencia, puede afectar a la relación existente entre la rentabilidad y la estructura de mercado¹⁰.

El análisis por subperíodos¹¹ no muestra diferencias significativas en cuanto a la explicación de la rentabilidad se refiere, ya que en los dos períodos analizados los resultados permiten rechazar la hipótesis tradicional de colusión. Así, si bien en el subperíodo 1986-90 todavía subsisten trabas a la competencia en forma de regulaciones (tipos de interés, apertura de oficinas, coeficientes legales, etc.), ello no implica la ausencia de competencia.

Los resultados en el subperíodo 1986-90 para las cajas de ahorros son comparables al estudio de Gual y Vives (1992) quienes contrastan las hipótesis explicativas de la relación entre la estructura de mercado y rentabilidad de las cajas de ahorros españolas en el período 1984-88 utilizando una aproximación similar para el cálculo de la concentración y la cuota de mercado (competencia provincial en oficinas). En este estudio los resultados permiten a los autores rechazar la hipótesis de un comportamiento colusivo, si bien no introducen en la estimación una medida directa de eficiencia. En nuestro caso, la introducción de esta última variable muestra un soporte parcial de la hipótesis pura de estructura eficiente.

Los resultados obtenidos, si bien al igual que Gual y Vives (1992) suponen rechazar la hipótesis tradicional de colusión en el caso de las cajas de ahorros, están en contradicción con los obtenidos por Molyneux *et al.* (1994) quienes contrastan la hipótesis de eficiencia *versus* colusión en el sector bancario español en el período 1986-89 utilizando la cuota de mercado como variable *proxy* de la eficiencia. Dichas diferencias pueden deberse a varios factores: a) a la definición del mercado relevante adoptado¹² [nacional en Molyneux *et al.* (1994)]; b) a la distin-

(10) Autores como Canals (1993) y Gual (1994) postulan que 1989 supone un cambio de una competencia en calidad (densidad de red y, por tanto, proximidad al cliente) a una competencia en precios.

(11) Los resultados están disponibles para el lector interesado.

(12) Este factor puede ser decisivo especialmente en el caso de la variable concentración ya que el hecho de definir un mercado nacional hace que esta variable tome un mismo valor para todos los bancos de la muestra en un mismo año, teniendo por tanto muy poca variabilidad dicha “variable”.

ta muestra utilizada; y c) a la aproximación de la eficiencia a través de la cuota de mercado.

Obviamente, el rechazo de la hipótesis tradicional de colusión no permite defender medidas de política económica dirigidas a prevenir el crecimiento de la concentración del mercado como fusiones o absorciones, ya que un mercado más concentrado no implica reducciones en la competencia ni la aparición de rentas de monopolio. Además, el soporte, aunque débil, de la hipótesis de estructura eficiente modificada en los bancos, en la medida en la que reconoce la influencia del poder de mercado sobre la rentabilidad (además de la eficiencia), implica que las medidas encaminadas a incrementar el tamaño de producción pueden tener un efecto ambiguo sobre el bienestar social, ya que, aun bajo el supuesto de que las fusiones puedan conducir a bancos más eficientes, también pueden conducir a un mayor poder de mercado.

5. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo ha sido contrastar las diferentes hipótesis explicativas de la relación existente entre rentabilidad, estructura de mercado y eficiencia en el sector bancario español en el período 1986-95, tanto en el subsector de las cajas de ahorros como en la banca nacional. La novedad del trabajo consiste en utilizar una medida directa de eficiencia a diferencia de lo que se ha hecho en trabajos anteriores.

Al igual que en otros trabajos [Gual y Vives (1992) para las cajas de ahorros], los resultados obtenidos permiten rechazar la hipótesis de comportamiento no competitivo tanto en las cajas como en los bancos en el período analizado. Por el contrario, los resultados suponen un soporte sólo parcial y limitado a la llamada hipótesis de estructura eficiente modificada en los bancos ya que, además del efecto positivo y altamente significativo de la eficiencia, la cuota de mercado también afecta significativamente y de forma positiva a su rentabilidad. En el caso de las cajas, los resultados son parcialmente favorables a la hipótesis pura de eficiencia, dado que la cuota de mercado no es estadísticamente significativa.

La ausencia de correlación entre la eficiencia y la cuota de mercado muestra lo inadecuado de utilizar la segunda como *proxy* de la primera, tal y como se ha realizado en otros trabajos. Además, este resultado implica un soporte débil de las hipótesis de eficiencia ya que, si bien se cumple que la eficiencia afecta positivamente a la rentabilidad, no se cumple la segunda condición necesaria para la aceptación de dicha hipótesis: la mayor eficiencia no conduce a una mayor cuota de mercado. Es por este motivo por el que hemos calificado de parcial y limitado el soporte de las hipótesis de eficiencia.

En general, los resultados se mantienen con independencia de la medida de rentabilidad utilizada, así como la aproximación frontera utilizada para la medición de la eficiencia. Asimismo, el análisis por subperíodos (1986-90 y 1991-95) no muestra ningún comportamiento diferencial en la explicación de la rentabilidad, ya que en ambos subperíodos, y tanto en cajas como en bancos, los resultados ofrecen un soporte limitado a las hipótesis de eficiencia, no siendo por tanto

la rentabilidad consecuencia de un comportamiento no competitivo sino consecuencia de un actuación eficiente.

La no aceptación del paradigma tradicional de no competencia sugiere que las regulaciones preocupadas por prevenir el crecimiento de la concentración del mercado (como fusiones o absorciones) pueden ser inadecuadas, y deberían preocuparse en su lugar de sus efectos sobre la eficiencia. No obstante, el hecho de que la cuota de mercado afecte positivamente a la rentabilidad de los bancos implica que esas mismas medidas pueden tener un efecto ambiguo sobre el bienestar social.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bain, J.S. (1951): "Relation of Profit Rate to Industry Concentration", *Quarterly Journal of Economics* 65, págs. 293-324.
- Battese, E. y J. Coelli (1988): "Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data", *Journal of Econometrics* 38, págs. 387-399.
- Baumol, W., J. Panzar y R. Willig (1982): *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*, Nueva York, Harcourt Brace Jovanovich.
- Berger, A.N. (1993): "Distribution-Free Estimates of Efficiency in the U.S Banking Industry and Test of the Standard Distributional Assumptions", *Journal of Productivity Analysis* 4, págs. 261-292.
- Berger, A.N. (1995): "The Profit-Relationship in Banking - Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses", *Journal of Money, Credit and Banking* 27, n.º 2, págs. 405-431.
- Berger, A.N. y L.J. Mester (1997): "Inside the black box: what explains differences in the efficiencies of financial institutions", *Journal of Banking and Finance* 21, págs. 895-947.
- Canals, J. (1993): *Competitive Strategies in European Banking*, Oxford, Clarendon Press.
- Demsetz, H. (1973): "Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy", *Journal of Law and Economics* 16, págs. 1-9.
- Demsetz, H. (1974): "Two Systems of Belief about Monopoly", en *Industrial Competition: The New Learning*, H. Goldschmid, H.M. Mann, y J.F. Weston (eds.), págs. 164-184. Boston, Little, Brown, and Company.
- Evanoff, D.D. y D.L. Fortier (1988): "Reevaluation of the Structure-Conduct-Performance Paradigm in Banking", *Journal of Financial Services Research* 1, págs. 277-294.
- Goldberg, L.G. y A. Rai (1996): "The structure-performance relationship for European banking", *Journal of Banking and Finance* 20, págs. 745-771.
- Grifell, E. y C.A.K. Lovell (1995): "Estrategias de gestión y cambio productivo en el sector bancario español", *Papeles de Economía Española* 65, págs. 174-184.
- Gual, J. (1994): *La Racionalización del sector bancario español*, Fundación Banco Bilbao Vizcaya, Madrid.
- Gual, J. y X. Vives (1992): *Ensayos sobre el sector bancario español*, Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA).
- Hannan, T. (1991): "Foundations of the structure-conduct-performance paradigm in banking", *Journal of Money, Credit and Banking* 23, n.º 1, págs. 68-84.
- Lozano, A. (1998): "Efficiency and Technical Change For Spanish Banks", *Applied Financial Economics* 8, n.º 3, págs. 289-300.

- Maudos, J. (1996): "Eficiencia, cambio técnico y productividad en el sector bancario español: una aproximación de frontera estocástica", *Investigaciones Económicas XX*, n.º 3, págs. 339-358.
- Maudos, J. (1998): "Market structure and performance in Spanish banking using a direct measure of efficiency", *Applied Financial Economics* 8, págs. 191-200.
- Molyneux, P., D.M. Lloyd-Williams y J. Thornton (1994): "Market Structure and Performance in Spanish Banking", *Journal of Banking and Finance* 18, págs. 433-444.
- Pastor, J.M. (1995): "Eficiencia, Cambio Productivo y Cambio Técnico en los Bancos y Cajas de Ahorro Españolas: Un Análisis de la Frontera no Paramétrico", *Revista Española de Economía* 12, n.º 1, págs. 35-73.
- Peltzman, S. (1977): "The Gains and Losses from Industrial Concentration", *Journal of Law and Economics* 20, págs. 229-63.
- Schmalensee, R. (1987): "Collusion versus Differential Efficiency: Testing Alternative Hypotheses", *The Journal of Industrial Economics* 35, págs. 399-425.
- Schmidt, P. y R.C. Sickles (1984): "Production Frontiers and Panel Data", *Journal of Business and Economics Statistics* 2, págs. 367-374.
- Shepherd, W.G. (1982): "Economies of Scale and Monopoly Profits", en *Industrial Organization, Antitrust, and Public Policy*, J.V. Craven (ed.), Boston, Kulwer Nihoff.
- Shepherd, W.G. (1986): "Tobin's q and the Structure-Performance Relationship: Reply", *American Economic Review* 76, págs. 1205-10.
- Simar, L. (1992): "Estimating Efficiencies from Frontier Models with Panel Data: A comparison of Parametric, Non-Parametric and Semi-Parametric Methods with Bootstrapping", *Journal of Productivity Analysis* 3, págs. 171-203.
- Smirlock, M. (1985): "Evidence on the (Non) Relationship Between Concentration and Profitability in Banking", *Journal of Money, Credit and Banking* 17, págs. 69-83.
- Stigler, G.J. (1964): "A theory of oligopoly", *Journal of Political Economy* 71 (Feb.), págs. 44-61.
- Timme, S.G. y W.K. Yang (1991): "On the Use of a Direct Measure of Efficiency in Testing Structure-Performance Relationships", Working Paper, Georgia State University.

Fecha de recepción del original: septiembre, 1997

Versión final: febrero, 2000

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyze the relationship between market structure and performance in the Spanish banking during the period 1986-95, using a direct measure of efficiency. The results obtained allow us to reject the traditional collusion hypothesis given that there is no significant positive relationship between profitability and concentration. By contrast, the results obtained offer limited support for the efficient structure hypothesis since, although efficiency and market share (in the case of the commercial banks) have a positive effect on profitability, efficiency is not positively related to concentration or market power. The results obtained also show that market share is an inadequate proxy for efficiency.

Key words: market structure, efficiency, banking, Spain.

JEL classification: G21, L11.

