

**RENDIMIENTOS BURSÁTILES Y EFICIENCIA
PRODUCTIVA: EL CASO DE LA BANCA ESPAÑOLA ***

Manuel Illueca y Joaquín Maudos **

WP-EC 98-14

Correspondencia a: M. Illueca, Universitat Jaume I, Dpto. de Finanzas y Contabilidad, Campus del Riu Sec, 12071 Castellón, Tel.: 964 728 000 (Ext. 8576) / e-mail: illueca@cofin.uji.es.

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

Primera Edición Junio 1998.

Depósito Legal: V-2267-1998

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

* Este trabajo ha contado con la ayuda financiera del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE).

** M. Illueca: Universitat Jaume I de Castellón, J. Maudos: Universitat de València e Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE).

RENDIMIENTOS BURSÁTILES Y EFICIENCIA PRODUCTIVA: EL CASO DE LA BANCA ESPAÑOLA

Manuel Illueca y Joaquín Maudos

R E S U M E N

El objetivo de este trabajo consiste en analizar la relación entre la eficiencia productiva de los bancos españoles que cotizan en bolsa y sus rendimientos bursátiles. En base a recientes aportaciones teóricas que relacionan la eficiencia con la calidad de la gestión, se contrasta en primer lugar el efecto de la eficiencia sobre el riesgo sistemático de las acciones de los bancos, sin que los resultados de las estimaciones muestren una relación significativa entre ambas variables. Dado que la eficiencia es un determinante fundamental de la rentabilidad de las entidades financieras, esta circunstancia sugiere la existencia de rendimientos anómalos positivos en favor de los bancos más eficientes. La evidencia empírica suministrada confirma esta hipótesis, estableciendo una relación directa entre la eficiencia productiva de los bancos españoles y los rendimientos anómalos -tanto presentes como futuros- de sus acciones.

Palabras claves: Eficiencia productiva, riesgo, rentabilidad bursátil.

A B S T R A C T

The purpose of this paper is to analyze the relationship between the productive efficiency of Spanish banks, whose shares are traded in the Spanish stock market, and their market returns. Based on recent theoretical contributions that relate the efficiency with bank management quality, we first analysed the effect of efficiency on the systematic risk of market shares, without the results of the estimates showing a significant relationship between both variables. Since efficiency is a fundamental determinant of the profitability of banks, this case suggests the existence of positive abnormal returns in favor of the most efficient banks. The given empirical evidence confirms this hypothesis, establishing a direct relationship between the productive efficiency of the Spanish banks and the anomalous present and future returns of their shares.

Key words: Productive efficiency, risk, market returns.

1. INTRODUCCIÓN

Desde finales de la década de los ochenta, hemos asistido a un interés creciente sobre la importancia de la eficiencia tipo X en contraposición a la eficiencia de escala en el sector bancario¹. El hecho de que diversos trabajos aplicados al sector bancario mostraran que la dispersión de los costes medios fuera mayor entre los bancos de un tamaño concreto que entre bancos pertenecientes a distintos tamaños, ponía de manifiesto la mayor importancia de la reducción de las ineficiencias tipo-X frente a la consecución de un tamaño óptimo de producción (economías de escala) como vía para reducir costes. Tras analizar la relación entre la eficiencia y los costes, pronto surgió el interés por analizar las relaciones entre la eficiencia y la rentabilidad de los bancos.

De hecho, la teoría económica nos dice que las empresas que quieran maximizar sus beneficios tendrán que producir a los mínimos costes posibles. En otras palabras, la consecución del máximo nivel de beneficios y, por ende, del máximo nivel de rentabilidad conlleva ser económicamente eficiente. Así, Berger (1995) para el sector bancario estadounidense, Goldberg y Rai (1996) para la banca europea y Maudos (1998 a y b) para las entidades financieras españolas demuestran que los bancos eficientes son generalmente más rentables que los bancos ineficientes.

Recientemente, se ha profundizado en la vinculación entre la eficiencia y la rentabilidad por vías distintas de las estrictamente relacionadas con la reducción de costes. Berger y DeYoung (1997) han demostrado que la eficiencia, en tanto que indicador de la calidad de la gestión, incide en la asignación de los fondos prestables entre los clientes, de modo que los bancos que tienen problemas en controlar sus costes presentan las mayores tasas de morosidad en su activo. Dado que según Freixas (1993) la tasa de morosidad es una variable que contribuye de un modo determinante a explicar la evolución de la rentabilidad del sector bancario, el efecto de la eficiencia sobre la rentabilidad no sólo radica en la reducción de costes sino además en sus implicaciones sobre el proceso de concesión de créditos. En definitiva, la eficiencia no sólo presenta efectos sobre la rentabilidad derivados de la reducción de los costes, sino también derivados de la calidad de la gestión que acredita todo banco eficiente y que se manifiesta en múltiples esferas de la actividad bancaria, desde el control de los costes hasta la concesión de los préstamos.

Dado el interés teórico que ha suscitado la eficiencia como variable explicativa de la rentabilidad, este trabajo se centra en comprobar el efecto de la eficiencia sobre la rentabilidad

¹Véase un survey de esta investigación en Berger y Humphrey (1997).

bursátil de las acciones de los bancos españoles. En tanto que las medidas de eficiencia se construyen a partir de las cuentas anuales de las empresas (balance, cuenta de pérdidas y ganancias y memoria), este trabajo conecta con una línea de investigación tradicional de la contabilidad tendente a analizar la utilidad de la información contable para los inversores bursátiles. En este contexto, el objetivo de este trabajo es doble. En primer lugar, el trabajo se centra en el análisis de la relación existente entre la eficiencia productiva y el riesgo asociado a las entidades financieras, como paso previo para evaluar, en segundo lugar, la capacidad de la eficiencia para predecir rendimientos bursátiles anómalos de las acciones.

Para ello, en el segundo apartado abordaremos la descripción de la metodología de estimación de la eficiencia productiva de los bancos. En el tercero, describiremos la muestra de bancos, así como las fuentes estadísticas utilizadas. En el cuarto apartado, relacionaremos la eficiencia productiva con el riesgo de las entidades por la vía de la calidad de la gestión. El quinto apartado se centra en las relaciones existentes entre la rentabilidad bursátil y la eficiencia. Por último, en el sexto apartado se presentan las conclusiones de este trabajo.

2. LA MEDICIÓN DE LA EFICIENCIA: LA APROXIMACIÓN DE FRONTERA ESTOCÁSTICA

Las llamadas ineficiencias-X son ineficiencias debidas a errores de gestión y/o organización. Dichas ineficiencias incluyen tanto las ineficiencias de tipo técnico (el nivel de producción actual podría ser producido con una menor cantidad de inputs) como las de tipo asignativo (la proporción de inputs utilizados no es la que minimiza costes dados sus precios relativos), y difieren de las ineficiencias de escala ya que éstas proceden de la elección de un tamaño de producción en el que no se minimizan los costes medios. Esta definición corresponde con la definición original de ineficiencia-X que capta las diferencias tecnológicas y de gestión que incrementan costes de producción.

La aproximación de frontera estocástica fue introducida simultáneamente por Aigner et al. (1977) y Meeusen et al. (1977). Dicha aproximación modifica la función de producción (o costes) estándar asumiendo que la ineficiencia forma parte del término de error. Dicho término de error compuesto incluye por tanto un componente de ineficiencia y un componente puramente aleatorio que recoge el efecto de variables que no están bajo el control de la unidad de producción analizada (mala suerte, errores de medida, etc.).

Así, el modelo básico de frontera de costes estocástica postula que los costes observados de una empresa se desvían de la frontera de costes como consecuencia de fluctuaciones aleatorias (v_i) y de la ineficiencia (u_i). Esto es, en el caso de la frontera de costes,

$$\text{Ln}C_i = \text{Ln}C(Y_i, P_i, \beta) + \varepsilon_i; \quad \varepsilon_i = u_i + v_i \quad i = 1, \dots, N \quad [1]$$

donde C_i son los costes observados de la empresa i , Y_i es el vector de outputs, P_i es el vector de precios de los inputs, β es el vector de parámetros a estimar, y $\text{Ln}C_i(Y_i, P_i, \beta)$ es el logaritmo de los costes predichos de una empresa que minimiza los costes de producción. El término de error aleatorio v_i se asume independiente e idénticamente distribuido, y el término de ineficiencia u_i se asume independientemente distribuido de v_i .

Con objeto de separar ambos componentes, es necesario realizar supuestos distribucionales sobre ambos componentes del término de error compuesto. Dado que las ineficiencias sólo pueden incrementar los costes por encima de la frontera, es necesario especificar distribuciones asimétricas para el término de ineficiencia. Usualmente, se asume que v_i se distribuye como una normal con media cero y varianza σ_v^2 , y u_i como una semi-normal (u_i es el valor absoluto de una variable que se distribuye como una normal con media cero y varianza σ_u^2).

Bajo el supuesto de que ambos componentes del término de error compuesto se distribuyen de forma independiente, la función frontera puede ser estimada por máxima verosimilitud, estimándose la ineficiencia a partir de los residuos de la regresión. Más concretamente, las estimaciones individuales de la ineficiencia pueden obtenerse utilizando la distribución del término de ineficiencia condicionada a la estimación del término de error compuesto. Así, Jondrow et al. (1982) muestra como en el caso de la distribución semi-normal, la esperanza de la ineficiencia condicionada al término de error compuesto adopta la siguiente expresión:

$$E[u_i | \varepsilon_i] = \frac{\sigma \lambda}{1 + \lambda^2} \left[\frac{\varphi(\varepsilon_i \lambda / \sigma)}{\Phi(-\varepsilon_i \lambda / \sigma)} - \frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma} \right] \quad [2]$$

donde $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$, $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, y φ y Φ son la función de densidad y de distribución, respectivamente, de una variable aleatoria que se distribuye como una normal.

Con objeto de analizar la eficiencia-X de los bancos españoles que cotizan en bolsa, asumimos una función de costes frontera translogarítmica como consecuencia de su mayor flexibilidad en relación a otras especificaciones. Esencialmente, la función translog es una aproximación cuadrática a una función desconocida obtenida como un desarrollo en serie de Taylor alrededor del punto de aproximación. Entre sus principales ventajas destacan las siguientes: 1) no impone ninguna restricción a priori sobre la elasticidad de sustitución entre inputs; 2) permite que la estimación de la función de costes tenga forma de U; y 3) permite potenciales complementariedades en costes a través de su especificación multiproducto.

En el caso concreto que nos ocupa, la función translog adopta la siguiente especificación²:

$$\begin{aligned}
 \ln C_{iT} = & \alpha_0 + \sum_{k=1}^2 \alpha_k \ln Y_{kiT} + 1/2 \sum_{k=1}^2 \sum_{j=1}^2 \alpha_{kj} \ln Y_{kiT} \ln Y_{jiT} + \sum_{k=1}^3 \beta_k \ln P_{kiT} \\
 & 1/2 \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \beta_{kj} \ln P_{kiT} \ln P_{jiT} + \sum_{k=1}^2 \sum_{j=1}^3 \lambda_{kj} \ln Y_{kiT} \ln P_{jiT} + \\
 & \sigma_1 T + 1/2 \sigma_{TT} T^2 + \sum_{k=1}^2 \sigma_{Tk} T \ln Y_{kiT} + \sum_{j=1}^3 \sigma_{jT} T \ln P_{jiT} + \varepsilon_{iT}
 \end{aligned} \tag{3}$$

donde C_{iT} = costes totales, Y_{iT} es el vector de outputs, P_{iT} = es el vector de precios de los inputs, $T=1,2,\dots,T$, y

$$\varepsilon_{iT} = u_{iT} + v_{iT} \tag{4}$$

siendo estos elementos la ineficiencia y el término de perturbación aleatoria, respectivamente.

La primera cuestión problemática a la que se enfrentan todos los estudios que analizan la tecnología subyacente a la función de producción bancaria es la identificación y medición del output bancario ya que no existe un consenso respecto al tratamiento de la variable que define el output bancario. Como pone de manifiesto Humphrey (1992), no hay razón a priori para centrarse en una única clase de output bancario como los préstamos u otra partida de activo, teniendo en cuenta que la producción de depósitos absorbe gran parte del capital y trabajo utilizados en la producción. En este trabajo se adopta la aproximación de valor añadido de Berger y Humphrey (1992), considerando los depósitos como inputs y outputs simultáneamente. Dicha aproximación al problema de la identificación y medición del output bancario se enmarca, en líneas generales, en la llamada "aproximación de la intermediación".

Los outputs utilizados como representativos de la actividad bancaria son los préstamos y los depósitos³. Más concretamente,

1. Y_I = fondos prestables (entidades de crédito+débitos a clientes+débitos representados por valores negociables+otros pasivos)

²Imponemos las restricciones habituales de simetría y homogeneidad de grado uno en precios.

³Una descripción más detallada de la aproximación utilizada a la identificación y medición del output bancario puede encontrarse en Maudos (1996).

2. Y_2 = fondos prestados (entidades de cto.+créditos sobre clientes+renta fija)

El trabajo y el capital físico representan inputs necesarios para la producción del output bancario. Más discutible es el tratamiento de los depósitos como input. Sin embargo, si sólo el capital y el trabajo fueran considerados como inputs, la productividad y las economías de escala medidas harían sólo referencia a los costes operativos. Ahora bien, los costes financieros representan aproximadamente las dos terceras partes de los costes totales de producción. Por tanto, el concepto de costes apropiado a la hora de medir la eficiencia de la empresa bancaria son los costes totales, los cuales incluyen los costes operativos y los costes financieros.

El tercer tipo de variables que aparecen en la función de costes de la empresa bancaria son los precios de los factores productivos. Teniendo en cuenta el enfoque adoptado, en el que los depósitos son tratados simultáneamente como output y como input, tres van a ser los precios utilizados:

1. El precio del factor trabajo (P_1), que se ha calculado dividiendo los gastos de personal sobre el número de trabajadores.
2. El precio de los fondos prestables (P_2) se ha obtenido dividiendo los costes financieros por la variable Y_1 .
3. Por último, el precio del capital físico (P_3), se ha definido como el cociente de las amortizaciones y otros gastos administrativos sobre el activo material.

3. MUESTRA UTILIZADA

La muestra utilizada está compuesta por la totalidad de los bancos españoles que cotizan en bolsa, a excepción de Banesto dada la crisis e intervención posterior a la que fue sometido en 1993. Así, la muestra está formada por los siguientes bancos: Santander (SAN), Zaragozano (ZAR), Popular Español (POP), Bankinter (BANK), Atlántico (ATL), Pastor (PAS), Herrero (HER), Valencia (VAL), Andalucía (AND), Castilla (CAS), Galicia (GAL), Guipuzcoano (GUI), Crédito Balear (CRB), Vitoria (VIT), Vasconia (VAS), Alicante (ALI), Bilbao-Vizcaya (BBV), Centra-Hispanoamericano (BCH), Fomento (FOM) y el Banco Exterior de España (BEX).

La función de costes frontera ha sido estimada para el periodo 1988-94 para la totalidad de los bancos españoles⁴. En base a esta frontera de referencia, se estiman los niveles de eficiencia de los bancos que cotizan en bolsa. No obstante, el periodo objeto de estudio del trabajo es 1989-95, dado que como se verá en las secciones siguientes la rentabilidad del año t se explicará por la eficiencia en el año t-1. Ello implica que sea necesario estimar los niveles de eficiencia de 1988 y que, sin embargo, no sea necesario estimar los niveles de eficiencia de 1995.

La información necesaria para la estimación de la función de costes frontera y, por tanto, de las ineficiencias individuales (precios de los factores y producción), ha sido obtenida de los “Anuarios Estadísticos de la Banca Privada” publicados por el Consejo Superior Bancario, que suministran tanto el balance como la cuenta de resultados de los bancos españoles. La cotización bursátil de los bancos españoles que cotizan en bolsa procede de la información suministrada por la “Comisión Nacional del Mercado de Valores”.

Los parámetros estimados de la función de costes frontera así como los principales estadísticos aparecen en el cuadro A.1 del apéndice. En base a dicho cuadro es importante destacar que de la variación de los costes que no está explicada por la variación de sus determinantes (output y precios de los inputs), casi un 50% está explicada por la ineficiencia [$\sigma^2u/(\sigma^2u+\sigma^2v)=0,48$]. Este resultado pone de manifiesto la importancia de utilizar funciones frontera ya que es irreal asumir el supuesto de ausencia de ineficiencia tal y como se hace cuando habitualmente se estiman funciones de producción o coste medias.

Los niveles individuales de ineficiencia de los bancos que cotizan en bolsa aparecen en el cuadro A.2 del apéndice. Los datos permiten constatar la existencia de diferencias significativas entre bancos, ya que existen bancos que más que duplican la ineficiencia de los más eficientes. También es importante apreciar que, salvo alguna excepción, la ineficiencia tiene un comportamiento bastante estable en el tiempo.

⁴Al igual que en otros trabajos, es necesario realizar una tarea previa de depuración de la muestra de los bancos por diversos motivos: ausencia de información sobre variables necesarias para la estimación de la función de costes (empleo, por ejemplo); falta de credibilidad en la información suministrada (coste del personal, por ejemplo); etc. Por este motivo, la muestra finalmente utilizada representa dos tercios del total de bancos si bien en términos de activo representan más de un 95% del total del sector, lo que muestra que los bancos eliminados son muy pequeños.

4. EFICIENCIA, CALIDAD DE LA GESTIÓN Y RIESGO DE LAS ENTIDADES FINANCIERAS.

En la literatura especializada es habitual encontrar trabajos que relacionan la eficiencia productiva no sólo con el control de los costes, sino también con otras áreas de la actividad bancaria. En este sentido, Berger y DeYoung (1997) han comprobado recientemente la existencia de una relación negativa entre la eficiencia y la proporción de créditos morosos existente en el activo de los bancos americanos. En opinión de estos autores, dos hipótesis alternativas podrían explicar la relación entre ambas variables.

Por un lado, si la economía atraviesa una crisis económica, la proporción de morosos aumentará al tiempo que la disminución de la actividad económica se traducirá en una caída del output bancario y *caeteris paribus* de la eficiencia. De este modo, el incremento de la tasa de morosidad se produciría antes que el empeoramiento de los indicadores de eficiencia. Por otro lado, si atribuimos a la eficiencia la condición de indicador global de la calidad de la gestión de un banco, podemos suponer que las instituciones que habitualmente tengan dificultades en controlar sus costes, también tendrán dificultades en asignar correctamente los fondos prestables a sus clientes. De este modo, el empeoramiento de los indicadores de eficiencia se produciría con antelación al incremento de la tasa de morosidad.

La aplicación de contrastes de causalidad de Granger confirmó la validez de las dos hipótesis, aunque la segunda se mostró mucho más robusta que la primera. En opinión de los autores, la aceptación de la primera hipótesis pone en tela de juicio el diseño de las medidas de eficiencia, que no tienen en cuenta el efecto de la tasa de crecimiento de la economía sobre la actividad bancaria, imputando como ineficiencia X lo que en realidad es producto de factores no controlables por los gestores de los bancos. La aceptación de la segunda hipótesis ahonda en la consideración de la eficiencia como indicador de la calidad de la gestión global de los bancos, aspecto que había sido tratado con anterioridad en otros trabajos (Peristiani, 1996 y DeYoung, 1997).

En este sentido, podría resultar interesante comprobar si la eficiencia por la vía de la calidad de la gestión pudiera estar relacionada con el riesgo asociado a las entidades financieras, de modo que los agentes económicos atribuyeran un menor riesgo a los bancos más eficientes y, por ende, mejor gestionados. Este es precisamente el objetivo de este apartado, que analiza la

relación entre el riesgo y la eficiencia de los bancos españoles, utilizando como medida del riesgo la beta asociada a los rendimientos bursátiles de sus acciones⁵.

Como es sabido, la beta es una medida de la sensibilidad del rendimiento de un activo financiero o una cartera de activos financieros ante variaciones en el rendimiento del mercado. Siguiendo a Fama y French (1992) y con el objetivo de reducir los errores de estimación, hemos optado por estimar las betas de carteras compuestas por varios títulos en lugar de estimar la beta de un único título. Puesto que la intención de este apartado consiste en analizar la relación existente entre la cotización bursátil de los bancos españoles y su eficiencia productiva, la eficiencia fue considerada como una variable básica en la construcción de las carteras. A tal efecto, utilizamos las estimaciones de la eficiencia descritas con anterioridad, para disponer cada año de una lista ordenada de los bancos en base a su eficiencia. A partir de esta lista construimos cinco carteras equiponderadas (A, B, C, D y E), formadas por cuatro bancos cada una y representativas de niveles distintos de eficiencia. De este modo, los cuatro bancos más eficientes de cada año fueron asignados a la cartera A, los cuatro siguientes a la cartera B y así sucesivamente hasta formar la cartera E compuesta por los cuatro bancos más ineficientes⁶.

En la línea de otros trabajos, hemos supuesto que sólo en Junio del año t+1 el mercado conoce perfectamente la eficiencia productiva de los bancos en el año t. Por ello, el rendimiento de la cartera A desde Junio del año t+1 hasta Mayo del año t+2, se obtuvo como la media aritmética⁷ de los rendimientos en ese mismo periodo de las acciones de los cuatro bancos más eficientes en el año t. Aplicando el mismo procedimiento, el rendimiento de la cartera E, desde Junio del año t hasta Mayo del año t+1, se obtuvo como la media aritmética de los rendimientos en ese mismo periodo de las acciones de los cuatro bancos más ineficientes en el año t-1.

Una vez obtenidos los rendimientos de las cinco carteras, procedimos a calcular sus betas, mediante la estimación mínimo cuadrática de la ecuación fundamental del modelo CAPM:

$$r_i - r_f = \beta_i (r_{IBEX} - r_f)$$

⁵Véase un ejemplo de aplicación de las betas al estudio de la competencia del sector bancario en Freixas, 1996.

⁶Obsérvese por tanto que un mismo banco puede formar parte de carteras distintas en la medida en que su eficiencia varíe a lo largo del tiempo.

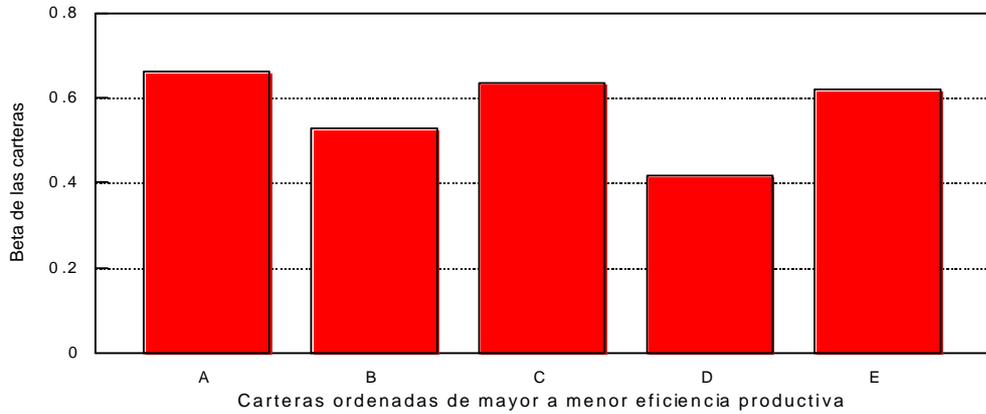
⁷La utilización de una media aritmética para el cálculo de los rendimientos resulta del proceso de construcción de las carteras, en el que se asigna a cada banco la misma ponderación (Fama y French, 1992).

donde r_i , β_i , r_f y r_{IBEX} son respectivamente el rendimiento y la beta de la cartera i , el rendimiento del activo sin riesgo y el rendimiento del mercado.

El resultado de las estimaciones, que aparece representado en el gráfico 1, no indicó en modo alguno una relación positiva entre la ineficiencia y la beta, al contrario de lo que podía esperarse de acuerdo con la relación existente entre la eficiencia, la calidad de la gestión y el riesgo de crédito. Obsérvese como, de hecho, no existe regularidad alguna entre los niveles de eficiencia y las betas. En definitiva, el mercado bursátil español no atribuye un mayor riesgo a los bancos que en términos generales gestionan peor su actividad. Al contrario, el factor determinante en este sentido parece la especialización productiva de los bancos. El gráfico 2 muestra las betas de cinco carteras representativas de distintos niveles de especialización de los bancos españoles en la concesión de créditos. Se observa como los bancos que más proporción de su activo destinan a las inversiones crediticias aparecen a los ojos de los inversores en bolsa como menos arriesgados que aquellos que dedican sus recursos a otras actividades, como por ejemplo las inversiones en el mercado interbancario.

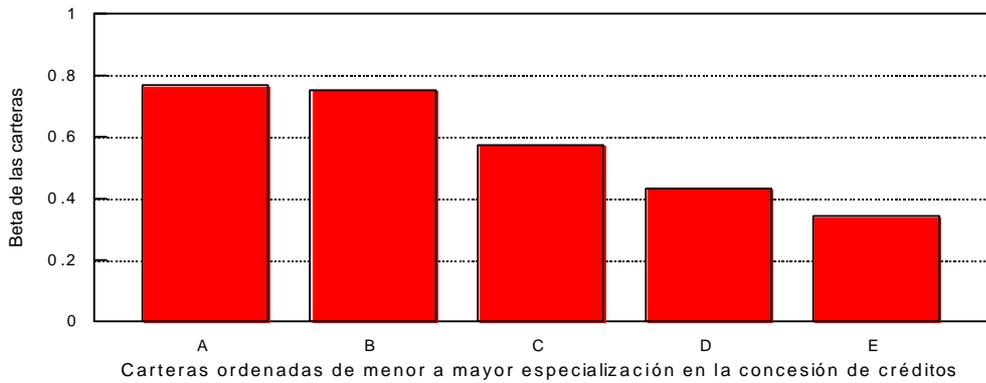
Esta circunstancia podría resultar sorprendente desde la perspectiva del riesgo de crédito que, hasta la fecha, ha sido ciertamente reducido en el mercado interbancario. No obstante, la conclusión del análisis de las betas no resulta tan sorprendente desde la perspectiva del riesgo asociado a la evolución del tipo de interés. Es sabido que la rentabilidad de los bancos que operan en el mercado interbancario depende de la capacidad de los agentes de anticipar adecuadamente la evolución de la curva de tipos de interés. En un contexto como el actual en el que ha aumentado la variabilidad de los tipos, los bancos que operan en el mercado interbancario están más expuestos al riesgo de mercado que los bancos que centran su actividad en la captación de depósitos y las inversiones crediticias. Dos factores explican este comportamiento diferencial de los bancos con respecto al riesgo de interés. Por un lado, el periodo analizado (1989-1995) se ha caracterizado por una tendencia a la baja de los tipos que ha generado una reducción del riesgo asociado a los bancos que prestan a largo plazo y obtienen recursos con vencimiento a corto plazo. Por otro lado, la generalización de los préstamos a tipo de interés variable entre los bancos que desarrollan actividades tradicionales de captación de depósitos e inversión crediticia ha supuesto en la práctica una transmisión del riesgo de interés desde las entidades financieras hacia sus clientes.

Gráfico 1: Riesgo y eficiencia productiva de los bancos españoles (1989-1995).



Fuente: Elaboración propia a partir de Consejo Superior Bancario y CNMV.

Gráfico 2: Riesgo y especialización productiva de los bancos españoles (1989-1995).



Fuente: Elaboración propia a partir de Consejo Superior Bancario y CNMV.

En definitiva, aunque los bancos especializados en actividades tradicionales son más sensibles al riesgo de crédito, el mercado parece haber atribuido hasta la fecha un mayor riesgo a aquellas actividades ajenas al negocio tradicional de la banca. Detrás de esta circunstancia, se halla la mayor exposición al riesgo de interés de los bancos que operan en el mercado interbancario en un contexto de descenso de los tipos de interés. Aunque a simple vista la eficiencia en tanto que indicador de la calidad de la gestión no parece una variable determinante en la formación de expectativas sobre el riesgo de las entidades financieras, no debemos descartar el papel que hipotéticamente pudiera jugar como variable explicativa del riesgo en bancos cuya especialización productiva fuera similar.

Desgraciadamente, el número de bancos españoles que cotizan en bolsa no es lo suficientemente grande como para agruparlos en *clusters* de acuerdo con su especialización productiva y luego diseñar carteras representativas de distintos niveles de eficiencia para contrastar si, dentro de cada grupo homogéneo de bancos, la eficiencia juega o no un papel relevante en la formación de expectativas sobre el riesgo de las entidades financieras.

5. RENDIMIENTOS BURSÁTILES ANÓMALOS Y EFICIENCIA PRODUCTIVA.

Puesto que aparentemente no existe una relación clara entre el riesgo y la eficiencia y puesto que la teoría económica augura una relación causal entre la eficiencia y la rentabilidad, las acciones de los bancos más eficientes deberían experimentar rendimientos bursátiles mayores que las de los menos eficientes. La contrastación de esta hipótesis constituye el objetivo de este apartado, que en primer lugar analiza las relaciones contemporáneas entre eficiencia y rentabilidad bursátil. Dado el retraso con el que habitualmente se dispone de la información contable, la relevancia de las medidas de eficiencia para los inversores en bolsa no estriba en la existencia de relaciones contemporáneas entre la eficiencia y la rentabilidad bursátil de los títulos sino en la capacidad predictiva de la eficiencia con respecto a los rendimientos bursátiles futuros.

5.1. *Variables contables y rendimientos bursátiles: la estimación de los rendimientos bursátiles anómalos.*

Para detectar el efecto de una variable contable sobre las cotizaciones bursátiles resulta imprescindible acudir a un modelo de valoración de activos, que modelice el comportamiento del precio de las acciones. Ou y Penman (1989) analizan la relación existente entre las variables financieras contenidas en los estados contables y la probabilidad de que la rentabilidad de los

títulos supere a la tendencia mostrada en los cuatro años anteriores. Sin embargo, desde las aportaciones de Markowitz, sabemos que los inversores son aversos al riesgo y por tanto que los incrementos en la rentabilidad de los títulos pueden resultar poco atractivos si, paralelamente, llevan asociados incrementos en su riesgo. En este sentido, la efectividad para el inversor de la aportación de Ou y Penman dependerá de la relación que exista entre el riesgo de las acciones y las variables contables que expliquen los excesos de rentabilidad.⁸

Esta circunstancia fue criticada por Ball (1992) para quien la existencia de una relación entre los excesos de rentabilidad y la información contable depende crucialmente de la definición de exceso de rentabilidad. En opinión de este autor, el cálculo del exceso de rentabilidad exige comparar la rentabilidad de un título con la que le correspondería de acuerdo con el modelo teórico elegido para explicarla. De hecho, los excesos de rentabilidad suelen denominarse rendimientos bursátiles anómalos, en la medida en que surgen de la incoherencia entre la realidad y el modelo teórico. Por ello, tal y como señalan Holthausen y Larcker (1992) una estimación adecuada de los rendimientos bursátiles anómalos debería centrarse en el binomio rentabilidad-riesgo y no sólo en la rentabilidad. Estos autores proponen tres alternativas para la medición de los rendimientos bursátiles anómalos: el alpha de Jensen, el exceso de rendimiento sobre el rendimiento del mercado y el exceso de rendimiento sobre el rendimiento de una cartera compuesta por títulos de tamaño similar. Holthausen y Larcker demuestran que existe una gran similitud entre las tres medidas, especialmente entre la segunda y la tercera, cuyo coeficiente de correlación asciende 0,974⁹.

Por ello, en este apartado abordaremos la relación entre la eficiencia y la rentabilidad bursátil utilizando dos de las tres medidas propuestas por Holthausen y Larcker: el alpha de Jensen y el exceso de rendimiento sobre el rendimiento del mercado. El alpha de Jensen resulta de estimar la siguiente ecuación:

$$r_i - r_f = \alpha_i + \beta_i (r_{IBEX} - r_f)$$

donde α_i , r_i , β_i , r_f y r_{IBEX} son respectivamente el alpha de Jensen, el rendimiento y la beta de la cartera i , el rendimiento del activo sin riesgo y el rendimiento del mercado. El alpha de Jensen se interpreta como el exceso de rentabilidad con respecto al activo sin riesgo que se produce cuando la rentabilidad del mercado coincide con la rentabilidad del activo sin riesgo.

⁸A este respecto, Beaver, Kettler y Scholes (1970) confirman la existencia de una relación clara entre las betas de las acciones y determinadas variables contables, que también resultaron relevantes en el modelo de Ou y Penman.

⁹La correlación de estas dos medidas con el alpha de Jensen cae hasta un 0,8.

El exceso de rendimiento sobre el rendimiento del mercado MAR (Market Adjusted Returns) se define del siguiente modo:

$$MAR = \prod_t (1 + r_{i,t}) - \prod_t (1 + r_{IBEX,t})$$

donde t es la unidad de tiempo considerada.

5.2. *Eficiencia y rentabilidad bursátil contemporánea.*

Puesto que existe evidencia empírica que confirma la existencia de una relación positiva entre la eficiencia y la rentabilidad contable que acreditan los bancos en un mismo periodo, el objetivo de este apartado se centra en analizar si la eficiencia de una entidad financiera en un periodo concreto pudiera tener algún efecto sobre la rentabilidad bursátil de sus acciones durante ese mismo periodo. Para ello, hemos construido cinco carteras equiponderadas compuestas por acciones correspondientes a cuatro bancos distintos y representativas de distintos niveles de eficiencia. Al igual que en el tercer apartado, la construcción de las carteras parte del ranking de eficiencia anual de los bancos, calculado de acuerdo con la metodología expuesta anteriormente. Los rendimientos en el año t de la cartera A, representativa de los bancos más eficientes, fueron calculados utilizando una media aritmética de los rendimientos bursátiles de los bancos más eficientes durante el año t . Del mismo modo, los rendimientos en ese mismo año de la cartera E fueron obtenidos aplicando una media aritmética a los rendimientos bursátiles de los bancos más ineficientes durante el año t .

A partir de los rendimientos bursátiles de las cinco carteras, calculamos las dos medidas de rendimientos bursátiles anómalos propuestas por Holthausen y Larker. Los resultados aparecen expuestos en la tabla 1.

Tabla 1. Rendimientos bursátiles anómalos y eficiencia productiva contemporánea

| CARTERAS | A | B | C | D | E |
|--------------------|------|-------|--------|-------|--------|
| Alpha (anualizado) | 1.4% | -3.5% | -11.1% | -2.8% | -12.1% |
| MAR | 30 | 24 | -13 | 21 | -21 |

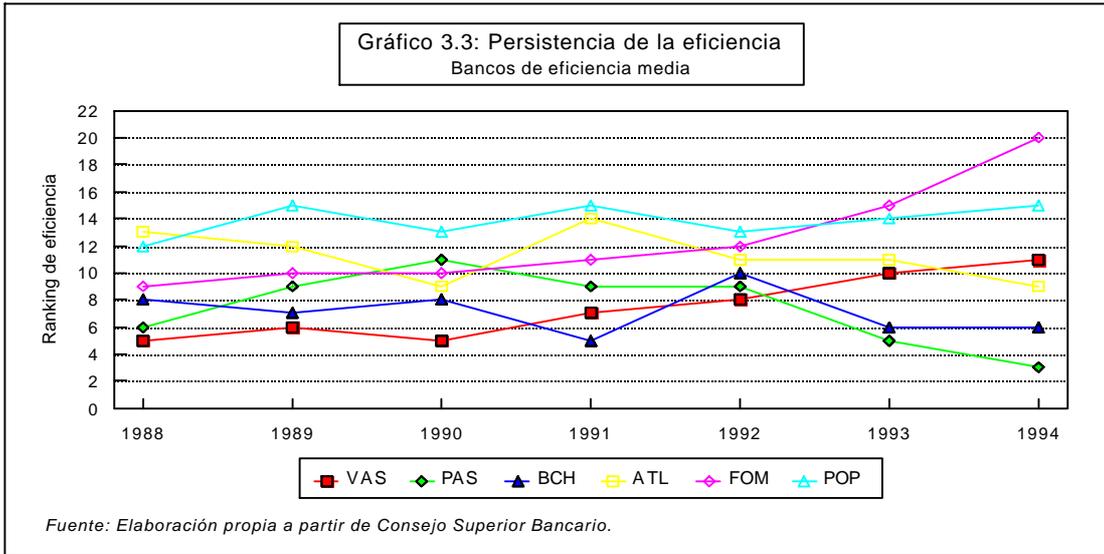
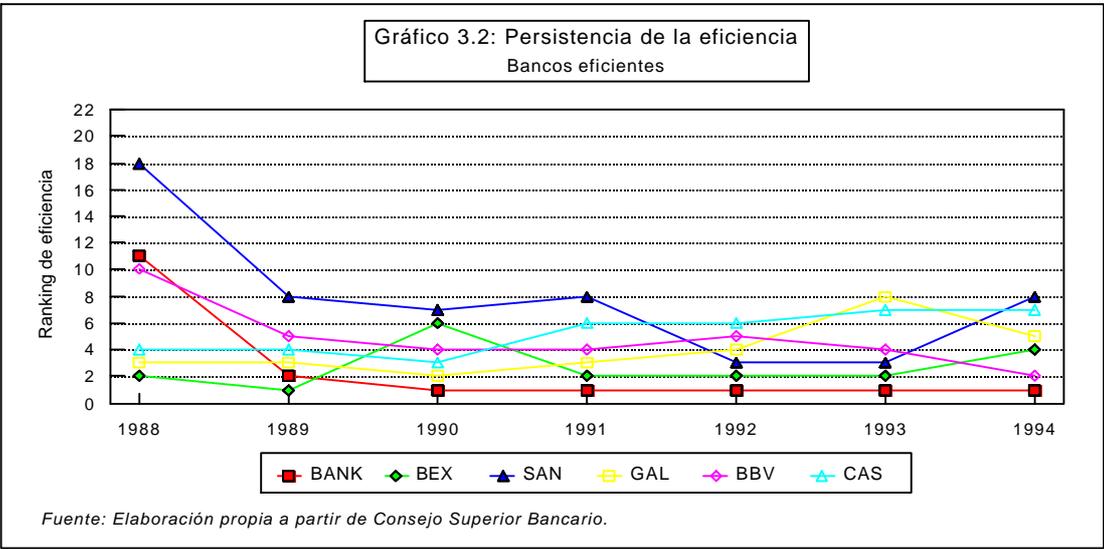
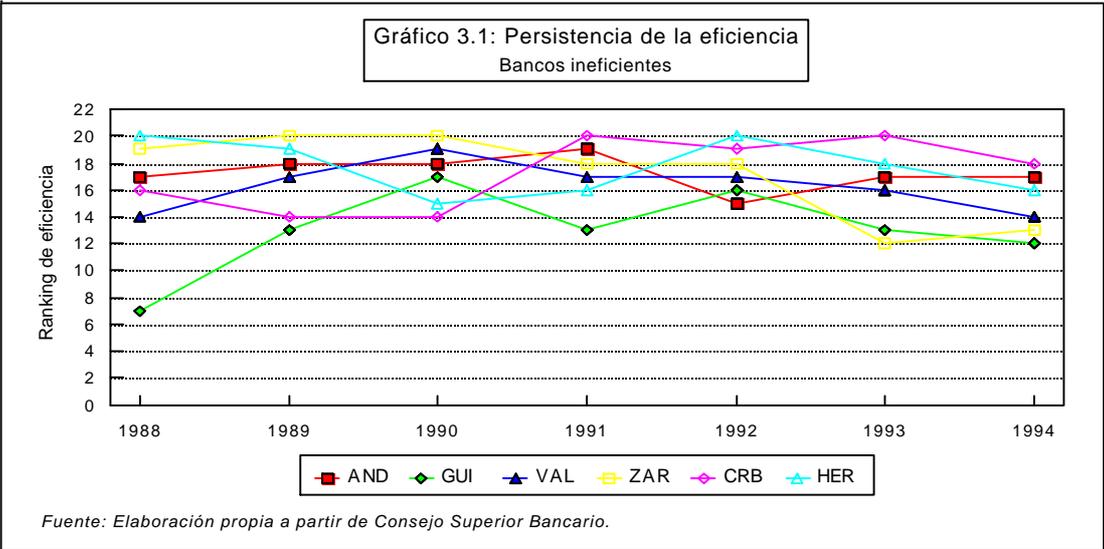
Al igual que Holthausen y Larcker, hemos detectado una correlación próxima a la unidad entre el Alpha de Jensen y el exceso de rendimiento sobre el rendimiento del mercado. En ambos casos puede apreciarse como la cartera A compuesta por los bancos más eficientes obtiene los mayores rendimientos de entre las cinco carteras consideradas. Por su parte, la

cartera E compuesta por los bancos más ineficientes obtiene los peores resultados de las cinco carteras. En definitiva, el control de los costes durante el ejercicio parece explicar en cierta medida los rendimientos bursátiles anómalos de los títulos. En la medida en que el grado de eficiencia de los bancos no parece tener importantes implicaciones sobre el riesgo, un mayor nivel de eficiencia implica menores costes para un nivel de producción y de riesgo dados. En consecuencia, una vez descontado el nivel de riesgo de los títulos, las acciones de los bancos eficientes en un periodo concreto del tiempo registran en ese mismo periodo rendimientos bursátiles superiores a los del resto de bancos.

5.3. *Eficiencia y rentabilidad bursátil futura.*

Sin embargo, el objetivo de la literatura especializada no se ha centrado tanto en confirmar la existencia de relaciones contemporáneas entre la bolsa y los estados contables, como en predecir los rendimientos bursátiles futuros a través de las variables contenidas en la cuenta de Pérdidas y Ganancias y el Balance. Esta circunstancia se ha debido fundamentalmente a dos razones. Por una parte, muchos de estos trabajos se han encuadrado dentro de una línea de investigación tradicional de la contabilidad centrada en demostrar la utilidad de la información contable para usuarios ajenos a la propia empresa, en este caso los inversores bursátiles. Por otra parte, algunos autores han tratado mediante estos trabajos de cuestionar la hipótesis de eficiencia semi-fuerte del mercado, en virtud de la cual los precios reflejan en todo momento toda la información pública disponible. En base a esta hipótesis, la publicación de los estados contables de las empresas debería generar un proceso instantáneo de ajuste en el precio de las acciones que reflejara el cambio en las expectativas de los agentes, de modo que, una vez transcurrido el periodo de ajuste, la información contable no tuviera efecto alguno sobre la evolución futura de las cotizaciones. En consecuencia, en caso de probar una relación positiva entre la eficiencia presente y la rentabilidad futura de los títulos, debería rechazarse la hipótesis de eficiencia semi-fuerte del mercado.

En cualquier caso, detrás de la relación causal que liga la información contable presente con los rendimientos bursátiles futuros subyace el supuesto de que las ratios financieras son estables en el tiempo, de modo que su efecto sobre la rentabilidad pueda trascender más allá del periodo de tiempo utilizado para calcularlas. En este sentido, es preciso señalar que la eficiencia muestra una gran estabilidad en el tiempo. En los gráficos 3.1, 3.2 y 3.3 se ha dividido la muestra de bancos en tres grupos de acuerdo con su posición en los rankings de eficiencia.



Puede apreciarse como los bancos eficientes siempre se sitúan en la banda alta de eficiencia, mientras que en términos generales los ineficientes ocupan en todos los años los últimos lugares del ranking. En definitiva, la relación entre la eficiencia presente y la eficiencia futura augura una relación positiva entre la eficiencia presente y la rentabilidad contable futura de los bancos.

Sobre la base de esta relación entre rentabilidad contable futura y eficiencia presente, parecería sensato esperar una relación positiva entre rentabilidad bursátil futura y eficiencia presente de las entidades financieras. Con el ánimo de comprobar esta posibilidad, diseñamos cinco carteras equiponderadas (A, B, C, D y E) compuestas por cuatro bancos cada una y representativas de niveles distintos de eficiencia. Al igual que en el apartado tercero, nos servimos del ranking anual de eficiencia estimado en base a la metodología expuesta con anterioridad. Ahora bien, en lugar de construir las carteras en el año t en base a la eficiencia productiva de los bancos en ese mismo año t, construimos las carteras correspondientes al año t de acuerdo con la eficiencia evidenciada por los bancos en el año t-1. Así, el rendimiento de la cartera A desde Junio del año t+1 hasta Mayo del año t+2, se obtuvo como la media aritmética de los rendimientos en ese mismo periodo de las acciones de los cuatro bancos más eficientes en el año t.

A partir de los rendimientos bursátiles de las cinco carteras, calculamos las dos medidas de rendimientos bursátiles anómalos propuestas por Holthausen y Larker. Los resultados aparecen expuestos en la tabla 2.

Tabla 2. Eficiencia productiva y rendimientos bursátiles anómalos futuros

| CARTERAS | A | B | C | D | E |
|---------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Alpha (anualizado) | 0.6% | -4.3% | -8.8% | -4.1% | -6.3% |
| MAR | 35 | 0 | -31 | 10 | -24 |

Al igual que en el caso anterior las dos medidas de rendimientos bursátiles anómalos se hallan muy correlacionadas; de hecho su coeficiente de correlación (0'97) se halla muy próximo a la unidad. La tabla 2 muestra como la eficiencia productiva correspondiente al año t ayuda a detectar los bancos con mayores rendimientos bursátiles anómalos. Tan sólo la cartera A, compuesta por los bancos más eficientes en el año previo al utilizado para medir los rendimientos bursátiles de la cartera, registra un alpha de Jensen positivo. En definitiva, los datos confirman que la eficiencia productiva es una variable útil para predecir qué bancos van a obtener en ejercicios posteriores rendimientos bursátiles mayores que los que les corresponderían de acuerdo con su propio riesgo.

6. CONCLUSIONES

Aunque la eficiencia se muestra como un indicador adecuado de la calidad de la gestión, no pudo establecerse relación alguna entre el riesgo que los inversores asignan a los bancos y la eficiencia productiva. No obstante, la información disponible no permite comprobar si el nexo de unión entre ambas variables resulta más evidente entre bancos especializados en el mismo tipo de actividad.

Para analizar la relación entre la rentabilidad bursátil de los títulos y la eficiencia utilizamos medidas de rendimientos bursátiles anómalos, como el alpha de Jensen o la rentabilidad ajustada por el rendimiento del mercado, que descuentan el efecto en las cotizaciones del riesgo asociado a cada título. La evidencia empírica suministrada confirmó la existencia de una relación contemporánea directa entre la eficiencia y los rendimientos bursátiles de los títulos. Dado el retraso con el que habitualmente se dispone de la información contable, nos centramos en el análisis de la capacidad explicativa de la eficiencia sobre los rendimientos bursátiles futuros, amparándonos en la estabilidad que los índices de eficiencia muestran a lo largo del tiempo. Los resultados confirmaron la existencia de una relación directa entre la eficiencia presente y los rendimientos bursátiles futuros.

Esta circunstancia que indica que el mercado no anticipa adecuadamente el efecto de la eficiencia sobre la rentabilidad futura de los títulos, no debe sin embargo alimentar el rechazo de la hipótesis de eficiencia semifuerte del mercado, por cuanto que el coste de obtención del índice de eficiencia, en términos de tiempo y aprendizaje, podría justificar las ganancias derivadas de su utilización por parte de los operadores.

En nuestra opinión, el presente trabajo deja abiertas algunas cuestiones que podrían ser susceptibles de investigación en el futuro. En este sentido, queda pendiente comprobar si los resultados presentados en estas líneas son robustos a la utilización de otras medidas de eficiencia, particularmente aquellas que incorporan el efecto de las operaciones fuera de balance en la actividad bancaria¹⁰, dada su importancia en los últimos años en el sector bancario español.

¹⁰En este sentido, véase Fernández (1998).

Cuadro A.1. Parámetros estimados

| PARÁMETROS | (1988-94) |
|---------------------------|--------------------|
| α_0 | 10.781*** |
| β_1 | 0.24358*** |
| β_2 | 0.78875*** |
| β_{21} | -0.03299** |
| β_{13} | 0.14627*** |
| β_{23} | -0.09681*** |
| α_1 | 0.39455*** |
| α_2 | 0.59287*** |
| α_{11} | 0.40836*** |
| α_{22} | 0.39681*** |
| α_{12} | -0.39809*** |
| λ_{11} | -0.13438*** |
| λ_{12} | -0.02228 |
| λ_{21} | 0.11325** |
| λ_{22} | 0.04872** |
| Núm. obs. | 586 |
| Log-ver. | 194.5517 |
| σ_u^2 | 0.02126 |
| σ_v^2 | 0.02260 |
| σ_u/σ_v | 0.96995 (7.654) |
| $\Sigma_v^2 + \sigma_u^2$ | 0.2094 (17.189) |

***Significativo al 1%

**Significativo al 5%

*Significativo al 10%

Cuadro A.2. Niveles de Ineficiencia

| | 1988 | 1980 | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 |
|---------------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Banco Exterior de España | 0,1036 | 0,0971 | 0,1015 | 0,0923 | 0,0858 | 0,0770 | 0,0957 |
| Banco de Santander | 0,1558 | 0,1152 | 0,1026 | 0,1054 | 0,0917 | 0,0866 | 0,0995 |
| Banco Zaragozano | 0,1618 | 0,1621 | 0,1291 | 0,1302 | 0,1264 | 0,1131 | 0,1241 |
| Banco Popular Español | 0,1375 | 0,1339 | 0,1167 | 0,1244 | 0,1196 | 0,1184 | 0,1286 |
| Banco Fomento | 0,1305 | 0,1219 | 0,1111 | 0,1134 | 0,1191 | 0,1205 | 0,1998 |
| Banco Bankinter | 0,1358 | 0,0985 | 0,0867 | 0,0853 | 0,0856 | 0,0741 | 0,0868 |
| Banco Atlántico | 0,1402 | 0,1259 | 0,1088 | 0,1211 | 0,1097 | 0,1033 | 0,1110 |
| Banco Pastor | 0,1250 | 0,1188 | 0,1116 | 0,1095 | 0,1078 | 0,0885 | 0,0922 |
| Banco Herrero | 0,1801 | 0,1467 | 0,1187 | 0,1270 | 0,1317 | 0,1285 | 0,1409 |
| Banco de Valencia | 0,1417 | 0,1349 | 0,1273 | 0,1280 | 0,1245 | 0,1208 | 0,1267 |
| Banco de Andalucía | 0,1510 | 0,1411 | 0,1234 | 0,1324 | 0,1233 | 0,1211 | 0,1461 |
| Banco de Castilla | 0,1073 | 0,1069 | 0,0972 | 0,1004 | 0,0964 | 0,0930 | 0,0981 |
| Banco de Galicia | 0,1063 | 0,1020 | 0,0921 | 0,0959 | 0,0952 | 0,0956 | 0,0970 |
| Banco Guipuzcoano | 0,1274 | 0,1261 | 0,1202 | 0,1179 | 0,1235 | 0,1141 | 0,1227 |
| Banco de Crédito Balear | 0,1495 | 0,1313 | 0,1184 | 0,1328 | 0,1300 | 0,1332 | 0,1588 |
| Banco de Vitoria | 0,0802 | 0,1224 | 0,1133 | 0,1110 | 0,0996 | 0,0987 | 0,1143 |
| Banco de Vasconia | 0,1225 | 0,1127 | 0,0980 | 0,1041 | 0,1014 | 0,1018 | 0,1164 |
| Banco de Alicante | 0,1493 | 0,1347 | 0,1202 | 0,1160 | 0,1222 | 0,1311 | 0,1684 |
| Banco Bilbao Vizcaya | 0,1307 | 0,1078 | 0,0976 | 0,0987 | 0,0958 | 0,0867 | 0,0901 |
| Banco Central Hispano | 0,1288 | 0,1143 | 0,1029 | 0,0989 | 0,1085 | 0,0928 | 0,0976 |

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ball, R. (1992): "The earnings-price anomaly", *Journal of Accounting and Economics*, 15, pp. 319-345.
- Beaver, W., Kettler, P., Scholes, M. (1970): "The association between market determined and accounting determined risk measures", *The Accounting Review*, 45, pp. 654-682.
- Berger, A.N. (1995): "The Profit-Relationship in Banking - Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27 (2), 405-431.
- Berger, A. y Humphrey, D. (1997): "Efficiency in financial institutions: an international survey", *European Journal of Operational Research*, en prensa.
- Berger, A. y DeYoung, R. (1997): "Problem loans and cost efficiency in commercial banks", *Journal of Banking and Finance*, 21, 849-70.
- De Young, R. (1997): "X-efficiency and management quality in national banks.", *Journal of Financial Services Research*, 11.
- Elton, E. J.; Gruber, M. J. (1995): "Modern Portfolio Theory and Investment Analysis", ed. John Wiley & Sons, Inc.
- Fama, E. y French, K. (1992): "The cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance*, 47, 427-465.
- Fernández, J. (1998): "Las operaciones fuera de balance en el sector bancario español: implicaciones para la eficiencia", *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 98-03.
- Freixas, X.; De Hevia, J. y Inurrieta, A. (1993): "Componentes macroeconómicos de la morosidad bancaria: un modelo empírico para el caso español", *Moneda y Crédito*, 99, pp. 125-156.
- Freixas, X. (1996): Los límites de la competencia en la banca española, *Fundación BBV*.
- Goldberg, L.G. y Rai, A. (1996): "The structure-performance relationship for European banking", *Journal of Banking and Finance* 20, 745-771.
- Holthausen, R.W. y Larcker, D.F. (1992): "The prediction of stock returns using financial statement information", *Journal of Accounting and Economics*, 15, 373-411.
- Jondrow, J.; Lovell, C.A.K; Materov, I.S. y P. Schmidt (1982): "On the estimation of Technical inefficiency in the stochastic frontier production models", *Journal of Econometrics*, 19, 233-238.
- Maudos, J. (1996): "Eficiencia, cambio técnico y productividad en el sector bancario español: una aproximación de frontera estocástica", *Investigaciones Económicas*, Núm. XX(3), 339-358.
- Maudos, J. (1998a): "Market structure and performance in Spanish banking using a direct measure of efficiency", *Applied Financial Economics*, en prensa.

- Maudos, J. (1998b): "Rentabilidad, estructura de mercado y eficiencia en el sector bancario español", Documento de Trabajo, Fundación Fondo para la Investigación Económico y Social de la Confederación Española de Cajas de Ahorros, en prensa.
- Ou, J.A. y Penman, S.H. (1989): "Financial Statement Analysis and the Prediction of Stock Returns", *Journal of Accounting and Economics*, 11, 295-330.
- Peristiani, S. (1996): "Evaluating the postmerger X-efficiency and scale efficiency of U.S. banks." *Federal Reserve Bank of New York, Working Paper*.