

EFICIENCIA TÉCNICA EN EL SISTEMA BANCARIO ESPAÑOL

Dimensión y rentabilidad*

*Salvador Marín, Juan Gómez
y Juan Cándido Gómez***

RESUMEN

En este artículo se analiza la relación entre dimensión, rentabilidad financiera y eficiencia técnica de las entidades bancarias en España. El análisis se realiza mediante la utilización de las técnicas multivariantes, análisis factorial y análisis *cluster* para establecer grupos de empresas bancarias de dimensión homogénea. Se utiliza la metodología no paramétrica, el análisis envolvente de datos (*Data Envelopment Analysis*) para obtener el coeficiente de eficiencia técnica de cada entidad bancaria.

Además, se estudia la influencia de cada empresa evaluada como eficiente en los análisis de eficiencia previamente realizados con el objetivo de detectar si existe alguna entidad que afecta de manera particular a los resultados. También se utiliza la técnica *bootstrap* para obtener intervalos de confianza de la eficiencia media y eficiencia mediana del sistema bancario. Por último se analiza la relación entre la dimensión de la entidad, la rentabilidad financiera y las estimaciones de eficiencia técnica. La información utilizada corresponde a 82 empresas bancarias españolas (36 bancos y 45 cajas de ahorros) que constituyen la casi totalidad de la banca comercial en España.

* *Palabras clave:* eficiencia técnica, análisis envolvente de datos, *bootstrap*. *Clasificación JEL:* G2, M4, L51. Artículo recibido el 21 de agosto de 2006 y 18 de septiembre de 2007.

** Facultad de Economía y Empresa, Campus Universitario de Espinardo, Universidad de Murcia (correo electrónico: salvlau@um.es).

ABSTRACT

In this work we analyzed the relationship between dimension, financial profitability and technical efficiency of the bank companies in Spain. The analysis is carried out by the use of multivariant technicals, analysis factorial and analysis cluster to establish groups of bank companies with homogeneous dimension. The methodology in use is non parametric, the data envelopment analysis (DEA), to obtain the coefficient of technical efficiency of each bank company.

In addition, there is studied the influence of every company evaluated like efficient on the analyses of efficiency before realized with the aim to detect if there exists some financial institution (bank) that affects in a special way to the results. Also bootstrap is used in order to obtaining confidence intervals of the average efficiency and medium efficiency of the bank system. Finally the existence of relation is analyzed among the dimension of the bank, the financial profitability and the estimations of technical efficiency.

The used information fits to 82 Spanish banks (36 banks and 45 savings banks) that configure the whole amount of the commercial.

INTRODUCCIÓN

Cuando se plantea una investigación que tiene por objeto estudiar el perfil estratégico de una empresa en relación con su rentabilidad y/o eficiencia aparece, forzosamente, la cuestión de determinar qué características de la entidad, del mercado o del ambiente están relacionadas con las mismas. En este contexto, es el “tamaño o dimensión” la variable más utilizada dentro de la bibliografía (Moya, 1996).

El principal incentivo para estimar la eficiencia técnica en las instituciones financieras españolas es que tanto en el ámbito nacional como en el internacional las estimaciones de las economías de escala y de alcance han mostrado en casi todas las entidades magnitudes relativamente pequeñas. Berger *et al* (1993) hacen notar que las economías de escala y alcance explican generalmente menos de 5% del porcentaje en costos, por lo que existe una tendencia a creer que la *X*-eficiencia¹ domina en los efectos de los rendimientos a escala y de producción múltiple en la determinación de los costos de las entidades bancarias.

¹ Es frecuente englobar dentro del concepto genérico de *X*-ineficiencia tanto a la ineficiencia técnica como la ineficiencia asignativa (Maudos, 1996).

Son varias las razones que permiten suponer la existencia de diferencias importantes en el comportamiento de entidades de distinta dimensión. Estas razones justifican la consideración del tamaño de una entidad como una variable estratégica fundamental. Tal como lo refieren Sánchez y Sastre (1995), se pueden identificar como argumentos principales los siguientes.

Las entidades de mayor tamaño suelen gozar de mayor prestigio en el mercado, lo que resulta particularmente atractivo para la clientela de pasivo, que tiende a considerar más segura la colocación de sus ahorros en entidades de gran dimensión. Se considera que la cuota de mercado y el tamaño son elementos que proporcionan información al mercado respecto a la calidad de los productos de las distintas empresas. El tamaño de una empresa guarda estrecha relación con su volumen de negocio y, por tanto, con la posibilidad de diversificar mejor el riesgo de obtener una determinada corriente de ingresos en el futuro. La posible existencia de economías de escala, que supondría que los intermediarios de gran dimensión podrían producir con unos costos medios inferiores a los que tienen los de menor dimensión y obtener mayores ganancias. Un aspecto concreto por considerar es si un mayor tamaño en la empresa bancaria asociado a la consolidación o a la expansión geográfica puede producir incrementos en su coeficiente de eficiencia.

Es posible que los resultados de la expansión geográfica puedan mejorar la eficiencia al diversificar los préstamos, títulos, pólizas de seguros y otros instrumentos financieros emitidos en distintos lugares (Berger y DeYoung, 2000). Las investigaciones empíricas de que se dispone sugieren que la expansión geográfica ha mejorado la relación entre riesgo y rentabilidad prevista. Precisamente, las publicaciones de McAllister y McManus (1993), Hughes *et al* (1996, 1997 y 1999), Demsetz y Strahan, (1997), Hughes y Mester (1998) y Cummins y Weiss (1999) de bancos comerciales estadounidenses pusieron de manifiesto, por lo general, que las instituciones de mayor tamaño y diversificación geográfica tienden a lograr mejores compensaciones entre riesgo y rentabilidad.

Sin embargo, pueden producirse problemas de eficiencia en la expansión geográfica por efecto de las ineficiencias a que da lugar gestionar o supervisar una institución a distancia (Berger, 2000). La investigación realizada por Berger y DeYoung (2000) puso de manifiesto que las ventajas y los inconvenientes de la expansión geográfica se compensaban mutuamente. No obstante, los resultados de dicha investigación se caracterizaron por su notoria heterogeneidad.

Posteriormente, Berger (2000) estudia los efectos que los procesos de fusiones-adquisiciones pueden tener en la eficiencia y señala que “es probable que existan también efectos dinámicos de eficiencia en los procesos de fusiones y adquisiciones”. Las fusiones y adquisiciones son acontecimientos dinámicos que suelen implicar cambios del enfoque organizativo o del comportamiento de la dirección que modifican la eficiencia de las organizaciones, acercándola o alejándola del punto óptimo de la frontera eficiente de las mejores prácticas.

Berger y Humphrey (1997) sugieren que los procesos de fusiones y adquisiciones, tan intensos en el sector bancario, no deben estar basados en búsquedas de mayor tamaño, sino en la eliminación de *X*-ineficiencias, ya que éstas tienen un potencial de mejora en la eficiencia productiva muy superior al de las ineficiencias de escala. Estos autores señalan que se ha perdido cerca de 20% en ahorros de costos y de 50% de ganancias potenciales a causa de las *X*-ineficiencias. Altumbas *et al* (1998), utilizando una amplia muestra de bancos europeos entre 1989 y 1997, estiman que eliminando las ineficiencias de escala se mejorarían los costos entre 5 y 10%, mientras que eliminando las *X*-ineficiencias la mejora sería de 25 por ciento.

En el caso español Pérez *et al* (1999) evalúan el ahorro en costos mediante la eliminación de la *X*-ineficiencia en 32.9% para las cajas de ahorros y en 26.58% para los bancos por medio de sus cuentas de depósitos, los fondos de inversión y pólizas de seguros con los hogares o por medio de bancos, mientras que los trabajos realizados por Grifell y Lovell (1996, 2000), Maudos (1996), Maudos y Pastor (1999, 2000) muestran que las ineficiencias de escala y alcance no representan más de 4 o 5% de los costos, en tanto que las *X*-ineficiencias obtienen valores superiores, entre 11 y 20%, dependiendo de la técnica de estimación utilizada.

Berger y Humphrey (1997) tras la revisión de 133 estudios en la industria financiera, principalmente estadounidense, encuentran indicios de que los grandes bancos presentan una mayor *X*-eficiencia que los pequeños. Vander (1996) en los sistemas financieros europeos llega a conclusiones similares. En el caso español, Pérez *et al* (1999) determinan que, tanto para el caso de los bancos, pero sobre todo para el caso de las cajas de ahorros, los mayores niveles de *X*-ineficiencias se dan en las entidades más pequeñas. Sin embargo, el estudio realizado por Maudos (1996) no permite inferir ninguna relación entre la ineficiencia y el tamaño de producción en el caso de las cajas de ahorros, aunque en el caso de la banca comercial los niveles de *X*-ine-

ficiencia son inferiores conforme aumenta el tamaño de producción, con excepción de los bancos más grandes.

En resumen, la comparación de la ineficiencia técnica pura y de la ineficiencia de escala o alcance muestra la escasa importancia de la segunda en relación con la primera, por lo que el tamaño desde un punto de vista económico debe ser estudiado más como una vía para reducir *X*-ineficiencias, que como un camino para explotar las posibles economías de escala y de producción múltiple.

En este trabajo centramos el interés en la estimación de la eficiencia técnica en el sector bancario español y analizamos la importancia de la dimensión de la entidad como factor determinante de su eficiencia técnica y de la rentabilidad financiera.

El trabajo se estructura en tres secciones. En la primera se describe la fuente de datos utilizada y se definen las variables consideradas. En la sección II se introduce la metodología multivariante empleada para el análisis de los datos. En particular se presenta el procedimiento de análisis envolvente de datos (AED), la técnica *bootstrap*, se justifica el modelo particular utilizado y los insumos (*inputs*) y productos (*outputs*) seleccionados. En la sección III se presenta los resultados y por último se incluye las conclusiones.

I. DEFINICIÓN DEL ÁMBITO DE ESTUDIO

Las bases de datos utilizadas son las publicadas por la Asociación Española de la Banca (AEB) y por la Confederación Española de Cajas de Ahorros (CECA) para los años 2002 y 2003. Consideramos la totalidad de las cajas de ahorros que operan en el sistema financiero español así como la mayoría de empresas bancarias pertenecientes a la “banca comercial privada”. Hoy estas figuras presentan la misma regulación para sus operaciones, lo que les permite realizar las mismas actividades. Por tanto, el medio de regulación común en el que operan les permite ser consideradas como miembros del mismo entorno competitivo.

De las bases de datos utilizadas (AEB y CECA) hemos obtenido información de diferentes características relativas al tipo y volumen de actividad que desarrollan las entidades bancarias evaluadas, prácticamente el 100% de las empresas operantes España. En el caso de la banca comercial, existe un cierto número de unidades que presentan un componente geográfico acentuado, o que han sido creadas con fines particulares o específicos, lo que

produce ausencia de información significativa. Por ello, la selección final de unidades evaluadas ha sido de 82 empresas, un grupo de 36 entidades de la banca comercial, entre las que se encuentran los grupos bancarios más relevantes en el sector financiero español (BBVA, BSCH y Popular), y las 46 cajas de ahorros que operan en España. El cuadro 1 presenta, para cada variable considerada, los estadísticos: mínimo, máximo, media, desviación estándar y coeficiente de asimetría.

CUADRO 1. *Estadísticos descriptivos*

<i>Variables</i>	<i>Código</i>	<i>Unidad</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>	<i>Media</i>	<i>Desviación estándar</i>
Ac. Tot. Med.	ATM	Miles E.	104 928	196 237 455	13 534 060.11	32 171 988.32
Créditos	CR	Miles E.	54 540	110 880 263	9 509 232.74	18 892 512.07
Débitos	DE	Miles E.	7 899	101 419 493	10 361 339.89	19 453 848.20
Empleados	EM	Unidades	26	30 708	2 830.21	5 336.57
M. Explot	ME	Miles E.	0	5 720 691	13 534 060.11	836 098.50
M. Interm	MI	Miles E.	0	7 958 337	423 599.98	1 167 318.14
Neto	NE	Miles E.	6 788	16 562 396	807 397.80	2 102 322.40
Rent. Fin.	ROE	Porcentaje	.01	3.91	.27	.60
Sucursales	SUC	Miles	1	8 923	587.89	1 397.91

II. METODOLOGÍA

Cuando se estudia una población, la selección de un amplio número de variables supone encontrarse ante un fenómeno multidimensional, por lo que una de las primeras cuestiones por resolver, ante la dificultad que supone trabajar con un gran número de variables correlacionadas, es la reducción del número de las mismas. Para ello, consideramos adecuado aplicar el análisis factorial (AF), debido a que es un método de reducción de datos que permite, intentando perder la menor cantidad de información, sintetizar en un número menor de variables (factores) la caracterización de cada entidad.

Dos aspectos característicos del AF son, por una parte, que los factores no son directamente observables y, por otra, que al utilizar las nuevas variables la pérdida de información ha de ser la menor posible para que el modelo se ajuste a la realidad. Por ello, una vez tipificadas las variables originales, se comprueba la existencia de correlación significativa entre ellas, lo que justificaría la aplicación de este procedimiento. Esta verificación se realiza aplicando alguno de las pruebas que existen al efecto: pruebas de esfericidad de

Barlett o el estadístico KMO. Para conseguir una mejor interpretación de los ejes factoriales, el procedimiento permite realizar tanto rotaciones ortogonales como oblicuas de los ejes, de manera que se puede observar con mayor claridad las variables más correlacionadas con los factores obtenidos.

El análisis *cluster* (AC), tiene como objetivo la obtención de grupos de empresas bancarias con una gran similitud entre los elementos pertenecientes a un mismo grupo y con notorias diferencias con las que pertenecen a grupos distintos. La similitud se valora mediante una función distancia, disimilitud o desemejanza y mediante la fijación de criterios de decisión previamente establecidos: vecino más próximo, más lejano y criterio de Ward, entre otros. En este trabajo aplicamos el método de agrupación jerárquico, en el que se van agregando los grupos de dos en dos, de manera que producen un menor incremento en la suma total de distancias. Este método presenta una doble ventaja. Por un lado permite fijar *a priori* el número de conglomerados a formar, y por otro, aglutina todos los conglomerados hasta formar un único *cluster*, de manera que se puede observar claramente en qué momento se realizan las aglutinaciones de mayor tamaño. Esta técnica ha sido aplicada con anterioridad en el análisis de la eficiencia bancaria para aislar el efecto de la especialización, entre otros, en Maudos y Pastor (2002).

1. *El análisis envolvente de datos*

Las técnicas establecidas para medir la eficiencia parten del cálculo de una frontera mediante la cual es posible comparar las distintas empresas. Para el cálculo empírico de estas fronteras, con independencia de que sean determinísticas o estocásticas, existen dos conjuntos de técnicas. Por un lado estarían los procedimientos que especifican una determinada forma funcional de la frontera (técnicas paramétricas) utilizando para ello técnicas estadísticas. Frente a esta aproximación al problema, las técnicas no paramétricas no construyen la frontera de forma algebraica, sino que definen una frontera por medio de un conjunto de segmentos que unen las unidades (empresas) con las mejores prácticas observadas, eficientes, la cual se utiliza para comparar el resto de unidades. Este sería el fundamento de la principal técnica de análisis no paramétrico, el AED, que utiliza la programación lineal para medir la eficiencia relativa de las distintas unidades evaluadas. La medición de la eficiencia por medio de la estadística tradicional compara la productividad de la empresa con el promedio del mercado, en tanto que el AED evalúa

la eficiencia productiva de las unidades analizadas en comparación con el “mejor” productor (Thanassoulis, 1999).

Con la técnica AED se obtiene una medida relativa, ya que permite evaluar la eficiencia de una organización a partir de una frontera de eficiencia generada por las mejores prácticas de todas las empresas observadas de la población evaluada durante el periodo de estudio, permitiendo comparar los recursos empleados y la obtención de resultados, siendo este análisis y la ponderación de insumos y productos lo fundamental de la aplicación de la misma.

Desde su génesis, Charnes *et al* (1978), hasta nuestros días, se han desarrollado diversos modelos del análisis envolvente de datos, según la orientación (hacia el insumo o el producto), en función de la existencia de rendimientos a escala constantes o variables y en este último caso, si estos son crecientes o decrecientes y si los insumos pueden o no ser controlados, entre otros aspectos. El primer modelo aplicado, ha sido el modelo inicialmente propuesto por Charnes *et al* (1978), conocido por las siglas de los apellidos de sus autores (CCR). Este modelo implica unos rendimientos a escala constantes y está orientado hacia los insumos. Siguiendo a Cooper *et al* (2000), se parte de la definición tradicional de eficiencia (cociente entre productos e insumos) y el propósito es intentar conseguir unas ponderaciones de insumos y productos tales que maximicen la proporción productos/insumos. Así, para calcular la eficiencia de n unidades se deben resolver n problemas de programación lineal para obtener tanto los valores de los pesos (v_i) asociados a los insumos (x_i), como los valores de los pesos (u_r) asociados a los productos (y_r).

Teniendo en cuenta el concepto de eficiencia que se desea evaluar, se ha seleccionado un modelo que presenta la propiedad de permitir rendimientos variables a escala. Este modelo se conoce, en honor a sus autores (Banker, Charnes y Cooper) como BCC (Banker *et al*, 1984), y, orientado hacia la maximización de los productos, se formula por las siguientes expresiones: maximizar

$$\begin{aligned}
 & \max \quad \theta \\
 & \text{s.a.} \quad \sum_{j=1}^n x_{ij} \lambda_j \leq \theta x_{i0} \quad i=1, 2, \dots, m \\
 & \quad \sum_{j=1}^n y_{rj} \lambda_j \geq y_{r0} \quad r=1, 2, \dots, s
 \end{aligned}$$

$$\sum_{j=1}^n j = 1$$

$$j = 0, j = s_i = 0; i = s_r = 0; r$$

El coeficiente de eficiencia ϵ_0 suele expresarse en porcentaje. El valor 100 significa que la empresa es técnicamente eficiente y en el resto de los casos sirve para indicar el porcentaje de ineficiencias atribuibles a problemas de gestión.

2. Selección de insumos y productos

La elección de las variables representativas de los productos e insumos es uno de los problemas más importantes que deben resolverse en cualquier estudio de la eficiencia en el sector bancario. Dicha elección dependerá de la conceptualización de la empresa bancaria, del problema que se desea analizar y, en último termino, de la disponibilidad de información precisa.

Este es un tema controvertido que presenta numerosos problemas, ya que los bancos son unas instituciones cuyo producto es inmaterial, heterogéneo y de producción conjunta por lo que resulta difícil, si no imposible, la imputación separada de los requerimientos de insumos de cada producto. Además, esta heterogeneidad es cambiante en el tiempo, es decir, no sólo están apareciendo y desapareciendo nuevos productos financieros, sino que las distintas proporciones de los componentes del vector de producto también cambian. Se han propuesto dos soluciones básicas para resolver este problema.

La primera propone la medición del producto sumando determinadas partidas del saldo de las instituciones (depósitos, activo total, préstamos, etc). Este es el llamado enfoque monetario, según el cual se aduce que el volumen de activos y/o los depósitos totales son magnitudes representativas de los servicios de financiación y de medios de pagos respectivamente. Esta es una solución insatisfactoria en cuanto al tratamiento de la naturaleza multiproducto de la empresa bancaria, pues valora a todos los componentes del agregado por igual a pesar de que su costo, rentabilidad esperada y riesgo implícito difieren considerablemente. Además, la magnitud depósitos puede considerarse también como insumo, pues son la materia prima que utilizan los bancos en su labor intermediadora.

La respuesta dada a este problema es variada, pues existen trabajos en los

que los depósitos son tratados como insumos: Mester (1993), Elyasiani y Mehdián (1990 y 1992); como productos: Berger y Humphrey (1991 y 1993), Ferrier y Lovell (1990), o simultáneamente como insumos y productos: Bauer, Berger y Humphrey (1991), Aly, Grabowsky, Pasurka y Rangan (1990), Lozano (1995), Berger, DeYoung *et al* (2000), Dietsch y Lozano (2000).

El segundo enfoque es denominado físico o no monetario y pretende resolver los problemas del enfoque de acervo, equiparando la actividad bancaria a la de los procesos productivos de las empresas industriales mediante la utilización de magnitudes como número de préstamos, número de depósitos, etc., que serían equivalentes al número de unidades de servicio ofrecidas. El principal inconveniente, aparte de las dificultades propias de la falta de información, es que ignora el tamaño de las cuentas. Esta carencia de información hace que sea difícil su aplicación, por lo menos para el caso español.

El problema de identificación de los depósitos se ha intentado resolver de maneras muy variadas. Así, Berger, Hancock y Humphrey (1993) evitan el problema de la identificación analizando la eficiencia de las empresas bancarias por medio de la función de ganancias. Por su parte, Fixler y Zieschang (1993) emplean una metodología que permite determinar si un producto financiero es insumo o producto con base en su contribución neta a los ingresos de la empresa obtenida de la contabilidad analítica. Si el rendimiento del producto financiero es superior a su costo de oportunidad el instrumento financiero es considerado como un producto, mientras que si es inferior es considerado como insumo.

En este artículo partiremos de considerar un banco y/o caja de ahorros como una empresa que produce un flujo de servicios para los cuales precisa el consumo de insumos. Este flujo de servicios, asociado tanto a partidas de activo como de pasivo, constituiría la medida del producto ideal. Algunos autores miden este flujo de servicios como el número de cheques, número de reintegros, número de operaciones de préstamo, etc. En el SBE, los únicos datos disponibles que pueden utilizarse como *proxies* del número de transacciones son el número de depósitos a la vista, ahorro, plazo y no residentes, y en el caso de las cajas el número de préstamos. En estas condiciones, esta aproximación sólo sería aceptable si la proporción número de operaciones/número de cuentas fuera relativamente igual para todas las empresas. La utilización de estas variables como medidas de producto se ha desestimado por tres razones: i) no se dispone de información del número de préstamos concedidos para el caso de la banca; ii) no es aceptable el supuesto de que el

número de transacciones por cuenta es invariante entre empresas, y *iii*) no es adecuado dar el mismo tratamiento a cuentas con diferente tamaño.

Por las razones expuestas, para la selección de las variables representativas del producto bancario nos basaremos en el enfoque de valor añadido (Berger y Humphrey, 1993), caracterizado por considerar que todas las partidas de activo y de pasivo pueden tener algunas características de producto, en lugar de identificarlas como insumo o producto *a priori* de manera excluyente. Berger y Humphrey (1993), basándose en la información facilitada por el *Functional Cost Analysis* (FCA), encuentran que las partidas más generadoras de valor añadido son los depósitos (vista, ahorro y plazo) y los préstamos, por lo que éstas son las partidas identificadas como productos. Por lo contrario, los fondos adquiridos por medio del interbancario, certificados de depósitos, las inversiones no crediticias, fondos prestados en el interbancario, etc., se considerarían como productos poco importantes, o incluso en algún caso como simples insumos financieros, al generar muy poco valor agregado.

Si tenemos en cuenta las estimaciones de eficiencia con *bootstrapping*, podemos indicar que los valores de eficiencia obtenidos mediante la técnica del AED son medidas relativas obtenidas por comparación de las combinaciones insumo-producto de las unidades evaluadas con las de entidades situadas en la frontera eficiente, de manera que cambios en las combinaciones eficientes afectarán a las medidas de eficiencia en todas las unidades evaluadas.

El método *bootstrap* se basa en calcular directamente la varianza del estimador considerando la muestra como si fuese toda la población y aplicando el método de Montecarlo para obtener réplicas de la muestra. Véase un estudio más detallado de estas técnicas, con una importancia creciente desde el estudio precursor de Efron (1979), en Efron y Tibshirani (1993), Davison y Hinkley (1997) o Simar y Wilson (1998).

Formalmente, los pasos básicos en la estimación *bootstrap* son los siguientes (Efron, 1979; Hinkley, 1988; Efron y Tibshirani, 1993): *i*) considerar la muestra evaluada como una población de una variable que toma los n -valores posibles (x_1, x_2, \dots, x_n) con probabilidad $1/n$; extraer una muestra aleatoria simple de tamaño n de dicha población mediante el método de Montecarlo; esto equivale a obtener una muestra al azar con remplazamiento de los valores observados; esta muestra generada no coincidirá, en general, con la muestra original; sea $(y_1^1, y_2^1, \dots, y_n^1)$ la muestra así obtenida; *ii*) calcular en la muestra generada en el paso anterior el estimador $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}(y_1^1, y_2^1, \dots, y_n^1)$ cuya precisión queremos estimar, y *iii*) repetir los pasos 1 y 2 un número B

grande de veces. Obtendremos así una secuencia de B valores del estimador $\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_B$ que consideramos la distribución de valores de $\hat{\theta}$. Su media será $\hat{\theta}_m = 1/B \sum_{i=1}^B \hat{\theta}_i$, y su varianza: $\text{Var}(\hat{\theta}) = 1/B \sum_{i=1}^B (\hat{\theta}_i - \hat{\theta}_m)^2$.

Puede demostrarse que, en condiciones generales, este método obtiene asintóticamente la varianza del estimador $\hat{\theta}$, y que el intervalo de confianza de nivel 1 α puede obtenerse de la distribución de los B -valores de $\hat{\theta}$. Para ello se obtienen dos valores $\hat{\theta}_{inf}$ y $\hat{\theta}_{sup}$, tales que: $P(\hat{\theta}_{inf} \leq \hat{\theta}_i \leq \hat{\theta}_{sup}) = 1 - \alpha$. Entonces $(\hat{\theta}_{inf}, \hat{\theta}_{sup})$ proporciona un intervalo de confianza de nivel 1 α .

III. RESULTADOS

Como se ha indicado en la sección II, cuando se dispone en una población de un amplio número de variables correlacionadas, la aplicación del procedimiento *AF* permite sintetizar en un número menor de variables (factores) la información contenida en el total de variables originales.

Una vez tipificadas las variables originales, se ha comprobado la existencia de correlación significativa. Esta verificación se ha realizado utilizando la prueba de esfericidad de Barlett y el estadístico de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). En nuestro caso se ha obtenido un valor para la medida de adecuación muestral KMO de 0.835 y un valor del estadístico χ^2 en la prueba de esfericidad de Barlett de 1 152.251, con 21 g.l. y con una significación asociada de 0.000. Se procede, a continuación, a la extracción de los factores, utilizando el procedimiento de las componentes principales.

De las variables originales observadas se han seleccionado las que están relacionadas con el tamaño de la entidad bancaria, esto es: activo total medio, créditos, débitos, empleados, número de oficinas y neto.

Aplicando el procedimiento *AF*, se han obtenido un eje factorial que explica 92.93% de la varianza global. El factor obtenido queda saturado con las variables originales de la forma siguiente: factor dimensión: ATM (0.951), CRD (0.940), DBT (0.898), EMP (0.933), NE (0.901) y OFC (0.969).

Aplicando el procedimiento análisis *cluster* y a partir de la distribución de puntuaciones en el factor dimensión, se agrupan las empresas bancarias en conglomerados homogéneos para estudiar la rentabilidad y eficiencia en los diferentes grupos. Los distintos niveles de "clusterización", se establecen teniendo en cuenta el valor de la varianza intragrupos. Los conglomerados son bastante homogéneos ya que su coeficiente de variabilidad no supera el 20 por ciento.

1. *Análisis de la relación dimensión-rentabilidad*

El cuadro 2 presenta información de la pertenencia de cada entidad a uno de los cuatro *cluster* obtenidos. Se indica, también, el valor de la dimensión y la rentabilidad para cada empresa bancaria y el valor medio y desviación estándar de la rentabilidad en cada uno de los *cluster*. Se observa que existe un *cluster* formado por dos grandes corporaciones bancarias (BBVA y BSCH), otro grupo formado por tres cajas de ahorros de gran dimensión (Caja Madrid, Caixa Catalunya y La Caixa), un grupo de dimensión intermedia, en el que se mezclan bancos comerciales y cajas de ahorros, constituido por Banco Español de Crédito, Banco Popular Español, Banco Sabadell, Bancaja, Caja de Ahorros del Mediterráneo, Caja Murcia, Ibercaja, Caja Galicia, Unicaja y Bankinter y un cuarto grupo formado por las 67 entidades bancarias de menor dimensión.

En el cuadro 2 se observa que el *cluster* formado por los bancos de mayor dimensión (BBVA y BSCH) tiene alta rentabilidad (26.79%). El *cluster* 3 está formado por tres cajas de ahorros de gran dimensión (Caja Madrid, Caixa Catalunya y La Caixa) y su rentabilidad media es de 14.46%. En el *cluster* 2 se incluyen cuatro bancos y siete cajas, su rentabilidad media es de (16.67%). Por último el *cluster* formado por 30 bancos y 37 cajas de ahorros tiene la menor rentabilidad financiera (10.89%).

Aplicando el procedimiento ANOVA se deduce la existencia de diferencias significativas entre las rentabilidades medias de los diferentes grupos de empresas bancarias (p -valor = 0.000). El análisis de comparaciones múltiples permite afirmar que son significativas las diferencias de ROE entre los grupos 1 y 2 (p -valor = 0.012) y entre los grupos 1 y 4 (p -valor = 0.001). Al comparar los grupos 2 y 4 resulta un p -valor de 0.125. El coeficiente de correlación de Pearson entre el ROE y el factor dimensión es de 0.455, con significatividad de 0.000.

2. *Análisis de eficiencia*

La conceptualización de las entidades bancarias (bancos y cajas) como empresas que producen servicios, y su aproximación por medio de variables *proxies* como depósitos y préstamos, normalmente asociadas a la prestación de dichos servicios, obliga a considerar un producto adicional, muy asociado a las condiciones de la prestación de servicios: el número de ofici-

CUADRO 2. *Distribución de*

<i>Clusters</i>	<i>Entidades financieras</i>	<i>Dimensión</i>	<i>Rentabilidad financiera</i>
<i>Cluster – 1</i>	C. A. Colonya	.478858	11.65
<i>N 67</i>	B. Popular B. P.	.477605	.00
<i>Media 10.90</i>	B. Halifax H.	.470145	1.99
<i>DT 5.71</i>	B. Fibanc	.468855	1.84
	B. Sabadell B. Privada	.468269	.00
	C. A. Jaén	.466007	8.11
	B. Pueyo	.462335	9.32
	B. Bancofar	.461024	.79
	C. A. Ontinyent	.460859	8.89
	C. A. Guadalajara	.453173	16.38
	B. De Pyme	.452452	.15
	B. Bankoa	.451065	4.32
	B. Espíritu Santo	.441842	1.97
	B. Cooperativo Español	.435867	3.82
	B. Patagón	.434807	.00
	C. A. Caixa Manlleu	.430077	10.29
	B. de Crédito Balear	.429829	19.34
	B. Banif	.424453	18.96
	B. Citybank E.	.410420	1.92
	C. A. Rioja	.410286	11.39
	B. Gallego	.405958	9.98
	B. de Vasconia	.404684	19.56
	C. A. Segovia	.396064	14.57
	C. A. Caixa Manresa	.386169	16.97
	C. A. Ávila	.385639	13.12
	B. de Galicia	.384714	16.80
	C. A. Círculo Católico de Burgos	.377625	8.04
	B. Simeón	.376904	-1.16
	C. A. Badajoz	.375159	14.14
	B. Urquijo	.372112	4.02
	C. A. Caixa Girona	.357620	16.34
	B. de Castilla	.349834	14.62
	C. A. Caixa Laietana	.344115	11.99
	C. A. Insular Canarias	.339791	11.06
	C. A. Santander y Cantabria	.332634	10.77
	C. A. Vitoria y Álava	.329966	12.10
	B. Guipuzcoano	.327235	14.72
	B. March	.324891	11.31
	C. A. Extremadura	.324229	11.85
	C. A. Canarias	.322202	16.08
	B. Santander C. F.	.321883	15.04
	B. Crédito Local	.316965	21.65
	C. A. Caixa Tarragona	.311728	12.32
	C. A. Terrasa	.306760	11.46

^a Puntuaciones en los factores dimensión y rentabilidad financiera. Valores medios y desviaciones

bancos por cluster^a

<i>Clusters</i>	<i>Entidades financieras</i>	<i>Dimensión</i>	<i>Rentabilidad financiera</i>
<i>Cluster – 1</i>	C. A. Municipal Burgos	.305926	11.54
	C. A. Sabadell	.288595	13.01
	C. A. Baleares	.285912	12.08
	C. A. Aragón	.269455	11.38
	B. de Andalucía	.255275	18.84
	C. A. Asturias	.242095	17.54
	B. Atlántico	.212195	8.54
	C. A. Sevilla y Jerez	.210801	6.66
	B. de Valencia	.207985	16.39
	C. A. Navarra	.207866	11.50
	C. A. Granada	.182367	15.23
	B. Deutsche Bank.	.160872	8.73
	C. A. Huelva y Sevilla	.150059	15.56
	C. A. Castilla La Mancha	.142475	18.06
	C. A. Penedés	.134764	19.11
	C. A. Córdoba	.114604	11.60
	C. A. Caixanova	.097349	14.35
	C. A. Gipuzkoa y San Sebastián	.092882	11.64
	B. Pastor	.086870	11.74
	C. A. Caja Duero	.079661	12.22
<i>Cluster – 2</i> <i>N</i> 11 <i>Media</i> 16.67 <i>DT</i> 3.55	B. Barclays Bank	.067236	5.24
	C. A. España Inversiones	.047812	9.50
	C. A. Kutxa	.043067	11.39
	B. Bankinter	.111433	19.28
	C. A. Unicaja	.149747	16.89
	C. A. Caja Galicia	.168911	17.52
	C. A. Ibercaja	.214909	13.58
	C. A. Bancaja	.333806	16.15
	C. A. Cajamurcia	.342111	16.81
	C. A. CAM	.371131	15.35
<i>Cluster – 3</i> <i>N</i> 3 <i>Media</i> 14.16 <i>DT</i> 4.58	B. Sabadell	.564951	12.84
	B. Popular E.	.643163	24.20
	B. E. de Crédito	.896164	19.47
	C. A. Madrid	1.732731	12.85
	C. A. Caixa Catalunya	2.373740	19.64
<i>Cluster – 4</i> <i>N</i> 2 <i>Media</i> 26.79 <i>DT</i> 10.29	C. A. La Caixa	3.045128	10.91
	BBVA	5.091623	34.07
	BSCH	5.223545	19.51

estándar de la variable ROE en cada *cluster*.

nas. La introducción del número de oficinas como producto, además de permitirnos captar el mayor o menor volumen de servicios prestado por las distintas empresas, tienen un efecto corrector de importancia, ya que permite corregir el sesgo que se produciría si algunas empresas captaran depósitos (y concedieran préstamos) mediante alta remuneración (y/o ofreciendo un bajo costo de endeudamiento) y no mediante la prestación de servicios por medio de una densa red de oficinas. Berger y Humphrey (1991) y Pastor *et al* (1995) optan igualmente por la inclusión de dicha variable como producto.

Teniendo en cuenta consideraciones realizadas, se han seleccionado las siguientes variables. Insumos: número de empleados, activos materiales, y productos: créditos, débitos, número de sucursales. A efectos de analizar la sensibilidad de las estimaciones ante cambios en la elección de algún insumo-producto se ha resuelto un segundo problema, modelo 2, aplicando de nuevo el modelo BCC de orientación producto e incluyendo un insumo adicional, los fondos prestables.

A partir de la información disponible para los insumos y productos considerados, en el periodo analizado (2002-2003) se ha resuelto el modelo BCC (Banker, Charnes y Cooper) con rendimientos variables a escala y de orientación producto, se han obtenido los coeficientes de eficiencia y detectado las entidades eficientes más influyentes en la medida de la eficiencia relativa del resto de unidades. Asimismo se han obtenido estimaciones para los parámetros media y mediana del sistema bancario: considerado globalmente, desagregado por tipo de entidad (bancos comerciales y cajas de ahorros), para cada uno de los cuatro grupos formados según el factor dimensión y cuando de la frontera se elimina la(s) unidad(es) más influyente(s). El cuadro 3 contiene los resultados relativos a los coeficientes de eficiencia por empresa bancaria ordenadas según *cluster* de pertenencia.

Calculados el coeficiente de correlación de Pearson entre las medidas de eficiencia y factor dimensión se obtiene 0.413 (p -valor = 0.000) para la población total, que asciende a 0.572 (p -valor = 0.000) en el caso de la subpoblación de cajas de ahorros y que se reduce a 0.342 (p -valor = 0.041) en el caso de la banca comercial.

El coeficiente de correlación de Pearson entre dimensión y ROE es de 0.450 (p -valor = 0.000) en la población total y aumenta a 0.540 (p -valor = 0.000) para la banca comercial y es no significativo para las cajas de ahorros. La correlación entre eficiencia y ROE es de 0.425 (p -valor = 0.000) en la

CUADRO 3. *Medidas de eficiencia por unidad bancaria y cluster de entidades según el factor dimensión*

<i>Cluster</i>	<i>Entidades financieras</i>	<i>Coeficiente de eficiencia</i>	<i>Media e intervalo de confianza por cluster (95 por ciento)</i>
<i>Cluster 1</i>	C. A. Colonya	31.55	Media: 65.05 L. C. = (59.64; 60.27)
	B. Popular B. P.	11.76	
	B. Halifax H.	63.88	
	B. Fibanc	11.56	
	B. Sabadell B. Privada	100.00	
	C. A. Jaén	27.43	
	B. Pueyo	49.37	
	B. Bancofar	38.76	
	C. A. Ontinyent	27.87	
	C. A. Guadalajara	41.53	
	B. de Pyme	28.22	
	B. Bankoa	29.18	
	B. Espíritu Santo	59.35	
	B. Cooperativo Español	100.00	
	B. Patagón	100.00	
	C. A. Caixa Manlleu	46.84	
	B. De Credito Balear	57.89	
	B. Banif	27.24	
	B. Citybank E.	40.10	
	C. A. Rioja	60.58	
	B. Gallego	74.00	
	B. de Vasconia	70.53	
	C. A. Segovia	50.24	
	C. A. Caixa Manresa	60.67	
	C. A. Ávila	49.92	
	B. de Galicia	70.23	
	C. A. Círculo Católico de Burgos	71.12	
	B. Simeón	77.81	
	C. A. Badajoz	67.87	
	B. Urquijo	27.52	
	C. A. Caixa Girona	68.53	
	B. de Castilla	83.75	
	C. A. Caixa Laietana	78.02	
	C. A. Insular Canarias	51.98	
	C. A. Santander y Cantabria	58.22	
	C. A. Vitoria y Álava	54.59	
	B. Guipuzcoano	70.55	
	B. March	80.18	
	C. A. Extremadura	73.32	
	C. A. Canarias	56.07	
	B. Santander C. F.	100.00	

CUADRO 3 (*conclusión*)

<i>Cluster</i>	<i>Entidades financieras</i>	<i>Coeficiente de eficiencia</i>	<i>Media e intervalo de confianza por cluster (95 por ciento)</i>
<i>Cluster 1</i>	B. Crédito Local	100.00	
	C. A. Caixa Tarragona	78.12	
	C. A. Terrasa	77.80	
	C. A. Municipal Burgos	69.23	
	C. A. Sabadell	72.70	
	C. A. Baleares	62.24	
	C. A. Aragón	66.65	
	B. de Andalucía	87.48	
	C. A. Asturias	66.79	
	B. Atlántico	68.55	
	C. A. Sevilla y Jerez	72.10	
	B. de Valencia	100.00	
	C. A. Navarra	73.08	
	C. A. Granada	84.62	
	B. Deutsche Bank	88.12	
	C. A. Huelva y Sevilla	54.08	
	C. A. Castilla La Mancha	84.62	
	C. A. Penedés	41.53	
	C. A. Córdoba	64.25	
	C. A. Caixanova	51.98	
	C. A. Gipuzkoa y San Sebastián	27.43	
	B. Pastor	69.23	
	C. A. Caja Duero	73.08	
	B. Barclays Bank	27.87	
	C. A. España Inversiones	96.07	
<i>Cluster 2</i>	C. A. Kutxa	60.58	Media: 89.16
	B. Bankinter	72.70	
	C. A. Unicaja	58.22	I. C. = (81.92; 95.60)
	C. A. Caja Galicia	50.24	
	C. A. Ibercaja	72.10	
	C. A. Bancaja	77.80	
	C. A. Cajamurcia	54.59	
	C. A. CAM	100.00	
	B. Sabadell	87.62	
	B. Popular E.	100.00	
	B. E. de Crédito	61.76	
<i>Cluster 3</i>	C. A. Madrid	77.95	Media: 97.12
	C. A. Caixa Catalunya	100.00	
	C. A. La Caixa	100.00	L. C. = (94.06; 100)
<i>Cluster 4</i>	BBVA	100.00	Media: 100
	BSCH	100.00	

muestra total seleccionada que asciende a 0.478 (p -valor = 0.000) para la banca comercial y es de 0.370 (p -valor = 0.011) para las cajas de ahorros.

A efectos de obtener intervalos de confianza para la media y mediana de las medidas de eficiencia en el sistema bancario, se ha aplicado la técnica *bootstrap* generando 5 mil muestras del mismo tamaño poblacional, en cada uno de los siguientes casos: modelo 1 y modelo 2 distinguiendo los supuestos de fronteras conjuntas y fronteras separadas para bancos y cajas de ahorros. Asimismo, en el caso uno de los supuestos anteriores se ha aplicado la técnica *bootstrap* para estimar los parámetros considerados cuando se eliminan de la frontera las unidades más influyentes. Los resultados se presentan en los cuadros 3, 4, 5 y 6.

En el cuadro 5 se representa las estimaciones de la eficiencia media poblacional en cada uno de los *clusters* generados según el factor dimensión. La aplicación de la técnica ANOVA permite afirmar la existencia de diferencias significativas entre la eficiencia media por *cluster* (p -valor = 0.000). La aplicación de la prueba de comparaciones múltiples confirma la existencia de diferencias significativas entre todas las parejas de *clusters*, con p -valor = 0.000 en todas las comparaciones. Además, como se observa en el cuadro 5, la eficiencia media del *cluster* crece en el mismo sentido que lo hace la dimensión.

En cuanto al comportamiento de la rentabilidad financiera por *cluster*, el procedimiento ANOVA permite concluir la existencia de diferencias significativas entre los valores medios del ROE (p -valor = 0.000). La prueba de comparaciones múltiples da como resultados los siguientes: p -valor = 0.012 en la comparación *cluster* 1-*cluster* 2 y p -valor = 0.001 en el caso *cluster* 1-*cluster* 4. Se observa en el cuadro 5 que el *cluster* 3 es una excepción en la tendencia del ROE respecto a la dimensión justificada por las características de las tres entidades que forman dicho grupo, tres cajas de ahorros de gran dimensión.

En el cuadro 6 se presenta las estimaciones de la eficiencia media y mediana poblacional obtenida con el modelo 1, con frontera común y frontera separada por tipo de entidad. También se expresan los intervalos de confianza a 95% para ambos parámetros obtenidos por aplicación de la técnica *bootstrap*. Se puede observar que cuando se mide la eficiencia respecto a la frontera común los valores estimados de la media y mediana son similares en bancos y cajas de ahorros. Cuando la medición de la eficiencia se hace respecto a fronteras separadas para bancos y cajas de ahorros, la situación cambia radicalmente; ahora la eficiencia media de bancos se incrementa en

CUADRO 4. *Medidas de eficiencia y supereficiencia por unidad bancaria y cluster de entidades*

<i>4 clusters</i>	<i>5 clusters</i>	<i>6 clusters</i>	<i>7 clusters</i>	<i>Bancos</i>	<i>E</i>	<i>SE</i>
58.1 (6.2) ^a	58.1 (6)	58.12 (6.2)	58.1 (6.2)	Galicia	53.7	53.7
58.1 (6.2) ^b	58.1 (16.25)	58.1 (6.2)	58.1 (6.2)	Andalucía	62.5	62.5
2	2	74.34 (22.47) 137.9 (132.4)	74.34 (22.47) 137.9 (132.4)	San C. F. CréditoB. B. March	100 64.8 58.2	290.9 64.8 58.2
70.2 (27.4)	61.57 (29.6)	3	3	Castilla	50.6	50.6
156.3 (163.4)	112.8 (120.9)			Citybank E.	29.1	29.1
				Pueyo	100	397.9
		58.3 (31.2)	58.3 (31.2)	Bancofar.	11.2	11.2
		106.5 (123.3)	106.5 (123.3)	Vasconia	55.9	55.9
				FIBANC	100	174.3
				Gallego	55.7	55.7
				Bankoa	38.9	38.9
				Espírito S.	55.4	55.4
				Banif	100	305.2
				Guipuz	82.3	82.3
				Halifax H	20.8	20.8
	3	4	4	Pyme	36.9	36.9
				Atlántico	83.8	83.8
	79.55 (22.2)	79.5 (22.2)	78.5 (24.3)	Simeon	56.1	56.1
		202.9 (192.8)	229.0 (210.3)	Popul B P.	100	500
	202.9 (192.8)			Sabad. B P.	100	500
				Coop E.	47.3	47.3
				Crédito L	100	500
				Patagón	100	451.8
				Urquijo	58.4	58.4
				Valencia	100	204.0
				Deutsc B	81.2	81.2
			5	Barclays	78.2	78.2
			83.32 (14.81)	Pastor	71.7	71.7
			106.0 (55.5)	Bankinter	100	171.0
3	4	5	6	Sabadell	80.6	80.6
93.5 (11.1)	93.55 (11.17)	93.55 (11.17)	93.55 (11.17)	Esp. Créd	100	220.2
149.9 (70.4)	144.9 (70.4)	144.9 (70.4)	144.9 (70.4)	Popul. E.	100	134.0
4	5	6	7	BBVA	100	191.2
100 (0.0)	100 (0.0)	100 (0.0)	100 (0.0)	BSCH	100	154.1
172.7 (26.2)	172.74 (26.2)	172.74 (26.2)	172.74 (26.2)			

^a Eficiencia.

^b Supereficiencia.

CUADRO 5. *Estimación de parámetros de eficiencia y ROE por cluster*

		<i>Eficiencia media</i>	<i>Intervalo de confianza 95%</i>	<i>Rentabilidad financiera: media (SD)</i>
<i>Cluster 1</i>	66 entidades de menor dimensión	65.05	(59.64, 70.27)	10.89 (5.75)
<i>Cluster 2</i>	11 entidades de dimensión inter-media	89.16	(81.92, 94.60)	16.67 (3.55)
<i>Cluster 3</i>	3 grandes cajas de ahorros	97.12	(95.06, 100)	1.46 (4.58)
<i>Cluster 4</i>	2 grandes bancos	100	—	26.79 (10.29)

CUADRO 6. *Estimaciones de los parámetros de la eficiencia del SBE, bancos y cajas de ahorros con frontera común y frontera separada, modelo 1^a*

<i>Población</i>	<i>Frontera</i>	<i>Media</i>	<i>I. Confianza media</i>	<i>Mediana</i>	<i>I. Confianza mediana</i>
Bancos y cajas de ahorros	Común	70.34	65.14 -75.07	70.41	69.71-79.10
Bancos y cajas de ahorro	Común	70.78	61.50-79.50	73.29	65.90-89.79
Cajas de ahorro	Común	69.90	64.58-75.22	71.61	64.25-76.56
Bancos y cajas de ahorros ^b	Común	74.99	70.17-79.51	77.20	74.00-81.43
Bancos ^b	Común	72.16	63.35-80.64	75.21	66.86-88.23
Cajas de ahorros ^b	Común	77.08	72.08-82.00	77.80	75.56-81.56
Bancos	Separada	73.15	64.36-81.96	80.23	67.72-94.26
Cajas de ahorros	Separada	90.37	87.65-93.01	92.32	86.08-98.31
Bancos ^b	Separada	73.21	63.98-81.89	80.27	63.88-94.26
Cajas de ahorros ^b	Separada	90.83	88.20-93.42	92.88	86.52-98.57

^a Caso de frontera común: Banco de Crédito Local de España : influye en 63.81% de las evaluaciones de eficiencia; La Caixa: influye en 57.3 % de las evaluaciones de eficiencia. Caso de fronteras separadas: bancos: Banco de Crédito Local de España; influye en 44.4% de las evaluaciones de eficiencia; cajas de ahorros: Ibercaja: influye en 46.65% de las evaluaciones de eficiencia.

^b Frontera sin unidades influyentes.

3.35% mientras que la de las cajas de ahorros lo hace en 29.28%. Respecto al valor de la mediana, en el caso de los bancos, se incrementa en 9.47%, mientras que en el caso de las cajas de ahorros el incremento es de 28.92%. Analizando la influencia de las distintas unidades eficientes, observamos que el banco de Crédito Local influye en 58.53% de las entidades evaluadas y la Caixa influye en 43.90%. Eliminadas estas unidades influyentes de la frontera se obtienen unas puntuaciones de eficiencia media con frontera común, para el caso de los bancos de 87.50% y para las cajas de ahorros de 85.73%. En el supuesto de fronteras separadas la eficiencia de los bancos aumenta hasta 90.33% para el caso de los bancos y para las cajas hasta 92.16 por ciento.

Se puede concluir que en el grupo de bancos existe una unidad que afecta

CUADRO 7. *Estimaciones de los parámetros de la eficiencia del SBE, bancos y cajas de ahorros con frontera común y frontera separada, modelo 2^a*

<i>Población</i>	<i>Frontera</i>	<i>Media</i>	<i>I. Confianza media</i>	<i>Mediana</i>	<i>I. Confianza mediana</i>
Bancos y cajas de ahorros	Común	75.47	71.13-79.66	74.72	72.03-80.61
Bancos	Común	75.52	68.84-81.80	74.82	69.23-86.13
Cajas de ahorros	Común	73.36	68.76-78.13	73.03	67.33-77.91
Bancos y cajas de ahorros ^b	Común	86.55	83.05-89.62	90.31	83.94-94.47
Bancos ^b	Común	87.50	80.80-93.56	99.24	88.51-100
Cajas de ahorros	Común	85.73	82.46-88.84	86.03	82.77-91.60
Bancos	Separada	81.44	74.24-88.29	87.55	77.68-100
Cajas de ahorros	Separada	91.80	89.30-94.26	94.18	88.91-100
Bancos ^b	Separada	90.33	84.27-95.51	100	91.81-100
Cajas de ahorros ^b	Separada	92.16	89.66-94.60	94.38	88.91-100

^a Caso de frontera común: Banco de Crédito Local de España: influye en 58.53% de las evaluaciones de eficiencia; Patagón: influye en 56.10% de las evaluaciones de eficiencia; La Caixa: influye en 43.90% de las evaluaciones de eficiencia. Caso de fronteras separadas: Patagón: influye en 66.66% de las evaluaciones de eficiencia; Bankinter: influye en 61.11% de las evaluaciones de eficiencia; La Caixa: influye en 41.3% de las evaluaciones de eficiencia.

^b Unidades influyentes.

de manera particular al comportamiento de eficiencia del resto de unidades. En las cajas, por lo contrario, no se observa una entidad que influya de manera tan determinante. Con respecto a los intervalos de confianza obtenidos para ambos tipos de frontera y entidades, se puede afirmar que no existen diferencias significativas entre bancos y cajas en el supuesto de frontera común, y sí en fronteras separadas, siendo los valores de la eficiencia media de las cajas superiores a la de los bancos, lo que nos indica una mayor aproximación de las cajas a “su” frontera eficiente.

El cuadro 7 presenta las estimaciones de eficiencia e intervalos de confianza para la media y mediana de bancos y cajas de ahorros con fronteras común y separada, según el modelo 2, en que se ha incluido un nuevo producto, los fondos prestables. Se observa en el cuadro como no existen diferencias significativas en los parámetros estimados con el mismo supuesto para ambos modelos, lo que le confiere estabilidad a las estimaciones obtenidas.

CONCLUSIONES

Este artículo analiza la eficiencia técnica de los bancos y cajas de ahorros del SBE, utilizando una muestra de 82 entidades, de las cuales 36 son bancos y 46 cajas de ahorros para el bienio 2002-2003. La aplicación del análisis factorial

proporciona un factor que sintetiza las principales características que definen el tamaño o dimensión de las entidades bancarias, lo que supone una reducción importante de las variables originales.

La identificación de las entidades con características homogéneas se ha realizado mediante análisis *cluster*, identificando cuatro agrupaciones. Se identifica un grupo numeroso (66 entidades) de pequeña dimensión, otro de 11 entidades de dimensión mediana, un tercer *cluster* formado por 3 cajas de ahorros (de gran dimensión) y un cuarto grupo formado por las dos grandes corporaciones bancarias (BBVA y BSCH). Los principales resultados obtenidos se resumen a continuación. Existe correlación positiva y significativa entre las medidas del factor dimensión, eficiencia y rentabilidad financiera. Esta correlación se mantiene cuando se segmenta la población total (SBE) en las subpoblaciones bancos y cajas de ahorros.

Existen diferencias significativas entre los niveles medios de eficiencia en cada *cluster*, lo que comprueba que las entidades de mayor tamaño presentan mayor eficiencia.

Se han obtenido estimaciones para la media y mediana de la eficiencia del SBE y los correspondientes intervalos de confianza. El comportamiento de bancos y cajas de ahorros es similar cuando la eficiencia se obtiene con una frontera común. Cuando las puntuaciones de eficiencia se obtienen mediante fronteras separadas, los niveles medios alcanzados por las cajas son significativamente superiores a los de los bancos.

Cuando se elimina en ambos casos las unidades consideradas influyentes, según el análisis envolvente de datos, los niveles medios de eficiencia en el supuesto de frontera común aumentan un poco, siendo este incremento más grande en el caso de las cajas de ahorros. Con fronteras separadas la eficiencia para ambos tipos de entidades no experimentan cambios significativos.

Se han obtenido estimaciones incorporando al modelo original un nuevo producto, los fondos prestables (modelo 2). Los resultados confirman la estabilidad de las estimaciones.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Altumbas, Y., E. P. M. Gardener, P. Molineux y Moore (1998), "Efficiency in European Banking", Research Paper in Banking and Finance, RP 98/2, Institut of European Finance.
- Anuario Estadístico de la Banca en España* (2002 y 2003), Asociación Española de Banca.

- Aly, H., R. Grabowsky, C. Pasurka y N. Rangan (1990), "Technical, Scale, and Allocative Efficiencies in U.S. Banking: An Empirical Investigation", *Review of Economics and Statistics* 72, pp. 211-219.
- Banker, R. D., A. Charnes y W. W. Cooper (1984), "Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis", *Management Science* 30, pp. 1078-1092.
- Bauer, P. W., A. N. Berger y D. B. Humphrey (1991), "Efficiency and Productivity Growth in U.S. Banking", *The Measurement of Productive Efficiency*, cap 16, Oxford University Press.
- Berger, A. N. (2000), "Efectos de la consolidación sobre la eficiencia de la industria de servicios financieros", *Papeles de Economía Española*, núms. 84-85, páginas 64-87.
- , y D. B. Humphrey (1991), "The Dominance of Inefficiencies Over Scale and Product Mix Economies in Banking", *Journal of Monetary Economics*, 28, páginas 117-148.
- , y ——— (1993), "Measurement and Efficiency Issues in Commercial Banking", Zvi Griliches, *Output Measurement in the Service Sectors*, cap. 7, The University of Chicago Press.
- , D. Hancock y D. B. Humphrey (1993), "Bank Efficiency Derived from the Profit Function", *Journal of Banking and Finance* 17, pp. 317-347.
- , y D. B. Humphrey (1997), "Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions of Future Research", *European Journal of Operational Research*, 98, pp. 175-212.
- , y R. DeYoung (2000), "The Effects of Geographic Expansion of Bank Efficiency", Board of Governors of the Federal Reserve System.
- , ———, H. Genay y G. Udell (2000), "The Globalization of Financial Institutions: Evidence from Cross-Border Banking Performance", Robert Litan y Anthony Santomero (comps.), *Brookings-Wharton Papers on Financial Services*
- Charnes, A., W. W. Cooper y E. Rhodes (1978), "Measuring the Efficiency of Decision Making Units", *European Journal of Operational Research*, 2, pp. 429-444.
- , ———, A. Lewin y L. Siford (comps.) (1994), *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology, and Applications*, Boston, Kluwer Academic Publishers.
- Cooper, W. W., L. M. Seiford y K. Tone (2000), *Data Envelopment Analysis: A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-Solver Software*, Boston, Kluwer.
- Cummins, J. D., S. L. Tennyson y M. A. Weiss (1999), "Consolidation and Efficiency in the US Life Insurance Industry", *Journal of Banking and Finance*, núm. 23 (2-4), pp. 325-357.
- Davison, A. C., y D. V. Hinkley (1997), *Bootstrap Methods and Their Applications*, Nueva York, Cambridge University Press.

- Densetz, R. S., y P. E. Strahan (1997), "Diversification, Size, and Risk at Bank Holding Companies", *Journal of Money Credit and Banking*, núm. 29, pp. 300-313.
- Dietsch, M., y A. Lozano-Vivas (2000), "How the Environment Determines the Efficiency of Banks: A Comparisons Between French and Spanish Banking Industry", *Journal of Banking and Finance*, 24, pp. 985-1004.
- , y L. Weill (2000), "The Evolution of Cost and Profit Efficiency in the European Banking Industry", *Research in Banking and Finance*, 1, pp. 199-218.
- Efron, B. (1979), "Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife", *Ann. Stat.*, 7, pp. 1-26.
- , R. Tibshirani (1993), *An Introduction to the Bootstrap*, Nueva York, Chapman & Hall.
- Elyasiani, E., y S. Mehdián (1990), "Efficiency in the Commercial Banking Industry, A Production Frontier Approach", *Applied Economics* 22, pp. 539-551.
- , y — (1992), "Productive Efficiency Performance of Minority and Non-minorityowned Banks: A Nonparametric Approach", *Journal of Banking and Finance* 16, pp. 933-948.
- Ferrier, G., y C. A. K. Lovell (1990), "Measuring Cost Efficiency in Banking: Econometric and Linear Programing Evidence", *Journal of Econometrics* 46, páginas 229-245.
- Fixler, D. J., y K. D. Zieschang (1993), "An Index Number Approach to Measuring Bank Efficiency: An Application to Mergers", *Journal of Banking and Finance* 17, pp. 437-450.
- Grifell, E., y C. A. K. Lovell (1996), "Profits and Productivity: A Theoretical Analysis and an Empirical Application to Spanish Banking", Working Paper, Universidad de Barcelona.
- , y — (2000), "Deregulation and Productivity Decline: The Case of Spanish Saving Banks", M. J. B. Hall (comp.), *The Regulation and Supervision of Banks*, vol. IV, *Regulation and Efficiency in Banking*, International Library of Critical Writings in Economics,
- Hughes, J. P., W. Lang, L. J. Mester y C. G. Moon (1966), "Efficient Banking under Interstate Branching", *Journal of Money, Credit and Banking*, núm. 28 (4), pp. 1043-1071.
- , —, — y — (1997), "Recovering Risky Technologies Using the Almost Ideal Dmand System: An Application to U.S. Banking", Federal Reserve Bank of Philadelphia Research Working Paper, núm. 97-98.
- , —, — y — (1999), "The Dollars and Sense of Bank Consolidation", *Journal of Banking and Finance*, núm. 23, pp. 291-324.
- , y L. J. Mester (1998), "Bank Capitalization and Cost: Evidence of Scale Economies in Risk Management and Signalling", *Review of Economics and Statistics*, núm. 80 (2), pp. 314-325.

- Lozano, A. (1995). "Eficiencia frontera en beneficios de las cajas de ahorros", ponencia presentada en Work-Shop organizado por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, IVIE, 25 y 26 de mayo.
- Maudos, J. (1996), "Eficiencia, cambio técnico y productividad en el sector bancario español: una aproximación de frontera estocástica", *Investigaciones Económicas*, núm. 20, pp. 339-358.
- (1997), "La rentabilidad en el sector bancario español, la importancia de la eficiencia", *Cuadernos de Información Económica*, núms. 128-129, pp. 117-121.
- , y J. M. Pastor (1999), "Eficiencia en costes y beneficios en el sector bancario español (1985-1996): Una aproximación no paramétrica", Papeles de Trabajo, WP-EC 99-10, Fundación Cajas de Ahorros Confederadas.
- , y —— (2000), "La eficiencia del sistema bancario español en el contexto de la Unión Europea", *Papeles de Economía Española*, núms. 84/85, pp. 155-168.
- , y —— (2002), "Competition and Efficiency in the Spanish Baking Sector: The Importance of Specialisation", *Applied Financial Economics*, 12, pp. 505-516.
- McAllister, P. H., y D. A. McManus (1993), "Resolving the Scale Efficiency Puzzle in Banking", *Journal of Banking and Finance* 17, pp. 389-405.
- Mester, L. J. (1993), "Efficiency in The Savings and Loan Industry", *Journal of Banking and Finance* 17, pp. 267-286.
- Moya Clemente, I. (1996), "Valoración analógico-bursátil de empresas. Aplicación a las Cajas de Ahorro", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 25, 86, pp. 199-234.
- Pastor, J. M. (1998), "Diferentes metodologías para el análisis de la eficiencia de los bancos y cajas de ahorro españoles", Departament de Anàlisi Econòmica Universitat de Valencia.
- , F. Pérez y J. Quesada (1995), "Are European Banks Equally Efficient", *Revue de la Banque*, junio, pp. 324-333.
- Pérez, F., J. Maudos y J. M. Pastor (1999), *Sector bancario español (1985-1997). Competencia y cambio estructural*, Alicante, Caja de Ahorros del Mediterráneo.
- Sánchez, J. M., y T. Sastre (1995), "¿Es el tamaño un factor explicativo de las diferencias entre entidades bancarias?", *Banco de España*, núm. 9512.
- Simar, L., y P. W. Wilson (1998), "Sensitivity Analysis of Efficiency Scores: How to Bootstrap in Nonparametric Frontier Models", *Management Science*, 44, 1, pp. 49-61.
- Thanassoulis, E. (1999), "Data Envelopment Analysis and Its Use in Banking", *Interfaces*, mayo-junio, 29, edición 3.
- Vander Venet, R. (1996), "The Effects of Mergers and Acquisitions on the Efficiency and Profitability of EC Credit Institutions", *Journal of Banking and Finance*, 20, pp. 1531-1558.