

EFICIENCIA TÉCNICA DE LAS CAJAS DE AHORROS*

RAFAEL ÁLVAREZ CUESTA

Universidad de Oviedo

El objeto de este trabajo es la estimación de índices de eficiencia técnica para las Cajas de Ahorros Españolas en el período 1985-1994, para lo que se utiliza el modelo propuesto por Battese y Coelli (1992) que permite que la eficiencia pueda variar en el tiempo. En una segunda etapa, se estima un modelo Tobit para relacionar los índices de eficiencia (que toman valores comprendidos entre cero y uno) y un nuevo conjunto de variables explicativas. La principal conclusión que se obtiene del trabajo econométrico realizado es que no se rechaza la hipótesis de que la eficiencia permanezca invariable en el tiempo en el período considerado. Por otro lado, las entidades de menor tamaño y las que adoptan estrategias más orientadas a los mercados de activos alcanzan mayores niveles de eficiencia.

Palabras clave: eficiencia técnica, frontera estocástica, Tobit, Cajas de Ahorros.

Los estudios sobre eficiencia son muy abundantes en la literatura aunque, para el sector bancario, tradicionalmente se ha puesto el énfasis en la eficiencia de escala. Sin embargo, se ha estimado que la ineficiencia económica llega a ser hasta un 20% de los costes. Estas ineficiencias parece que dominan a la de escala, la cual se suele situar en torno al 5%. Por tanto, parece justificarse el estudio de la ineficiencia económica (o de alguna de sus componentes) cosa que han hecho, entre otros, Ferrier y Lovell (1990), Bauer y Hancock (1993), English *et al.* (1993), Favero y Papi (1995) y, para el caso español, Grifell *et al.* (1992), Domenech (1992), Pastor (1995) o Maudos (1996).

La eficiencia económica tiene dos componentes principales: ineficiencia asignativa e ineficiencia técnica. La primera de ellas alude a la elección de un proceso productivo distinto al que proporciona la asignación óptima. La segunda, hace referencia a las consecuencias de una explotación inadecuada del proceso elegido. No obtener el máximo output a partir de los inputs utilizados implica que

(*) Este trabajo forma parte de la tesis doctoral "La Eficiencia Técnica de las Cajas de Ahorros españolas". El autor desea agradecer la labor de dirección de Joaquín Lorences y los comentarios de Antonio Álvarez, Manuel Menéndez y dos evaluadores anónimos. Asimismo, el trabajo se ha beneficiado del apoyo financiero de la Fundación Banco Herrero. Obviamente, cualquier error que subsista es responsabilidad única del autor.

la actuación del productor es técnicamente ineficiente. La eficiencia técnica, que es la que se somete a estudio en este trabajo, es un concepto relativo que requiere establecer un estándar de actuación con respecto al cual se debe comparar. Dicho estándar adopta la forma de una frontera que limita la máxima cantidad de output que se puede producir a partir de una cantidad dada de inputs. De entre todos los métodos disponibles para derivar la frontera de producción y el cálculo de las medidas de eficiencia técnica, en este trabajo se optará por los métodos paramétricos que emplean técnicas econométricas¹.

Un punto que últimamente está atrayendo la atención de los investigadores es la variación temporal de la eficiencia técnica. Para ello, se debe incorporar cierta estructura en la modelización del término de eficiencia. En este sentido van los modelos de Cornwell, Schmidt y Sickles (1990), Kumbhakar (1990) o Battese y Coelli (1992).

El objetivo principal de esta investigación es conocer los niveles de eficiencia técnica de las Cajas de Ahorro españolas y su evolución a lo largo del período 1985-1994, contrastando la hipótesis de que tales niveles han evolucionado positivamente en dicho período². Precisamente, en la perspectiva temporal de la eficiencia técnica radica el principal interés de esta investigación que, a pesar de la creciente literatura acerca de este tema, constituye la primera aplicación de tal método de análisis a empresas del sector financiero³. En una segunda etapa, se realiza un análisis de los índices de eficiencia con el fin de obtener evidencia acerca de los factores que puedan estar relacionados con los niveles de eficiencia de tales entidades.

La estructura del trabajo queda como sigue. En el apartado 1 se describe el modelo y en el 2 la muestra y las variables elegidas. La estimación de la frontera y de los índices de eficiencia se presenta en el apartado 3. En el 4, se analizan los índices con un modelo de variable dependiente limitada y en el apartado 5 se finaliza resaltando las principales conclusiones.

1. EL MODELO

1.1. Especificación de la función frontera

Para estimar la frontera de producción eficiente se propone la forma funcional translog como representación de la tecnología:

(1) Sobre este aspecto puede consultarse el excelente *panorama* de Førsund *et al.* (1980), que se ha convertido en todo un clásico.

(2) *A priori* siempre es difícil aceptar que, a largo plazo, se mantengan constantes diferencias significativas entre los niveles de eficiencia técnica de las empresas de una industria. En el caso que se estudia aquí, tal dificultad parece más obvia dado que, durante el período de referencia, se liberalizó sustancialmente la actividad de todo tipo de empresas financieras.

(3) Para el sector financiero español, este es el primer intento de modelizar la variación temporal de la eficiencia técnica, ya que Maudos (1996) no la modeliza y, por tanto, no puede realizar contrastes acerca de los resultados obtenidos. En el plano internacional únicamente se conoce el trabajo de Resti (1997), aparecido durante el proceso de evaluación de este artículo y que utiliza la misma metodología aplicada a una función de costes.

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^K \alpha_k \ln x_{kit} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^K \beta_{kj} \ln x_{kit} \ln x_{jit} + v_{it} - u_{it} \quad [1]$$

Este tipo de funciones flexibles se pueden plantear como un desarrollo en serie de Taylor de segundo orden, permitiendo aproximar en un punto cualquier función desconocida. Así se evita la imposición de restricciones a priori acerca de la homogeneidad, de la separabilidad o de las elasticidades de sustitución. A su vez, se reduce el riesgo de que el término de perturbación esté contaminado por sesgos de especificación.

En este modelo, y_{it} es el output actual, x_{kit} es la cantidad del input k -ésimo⁴, v_{it} representa la parte puramente estocástica del término completo de error que se supone idéntica e independientemente distribuida según una $N(0, \sigma_v^2)$. El término de eficiencia, u_{it} , es el producto de una variable aleatoria u_i , que proviene de truncar positivamente una distribución $N(0, \sigma^2)$, y una función exponencial del tiempo [Battese y Coelli (1992)]⁵:

$$u_{it} = u_i \exp [- \eta (t - T)] \quad [2]$$

donde η es un parámetro a estimar que se relaciona con el comportamiento temporal de la eficiencia. Un valor positivo para el parámetro η indicaría una evolución temporal decreciente de u_{it} (las empresas se acercan a la frontera y, por tanto, mejoran sus niveles de eficiencia técnica). Por su parte, un valor negativo estaría indicando una evolución decreciente de la eficiencia técnica y un valor cero para η indicaría que la eficiencia es invariante en el tiempo.

La función de verosimilitud del modelo especificado, una vez tomados logaritmos, se puede escribir del siguiente modo:

$$\begin{aligned} L^*(\theta^* ; y) = & -\frac{1}{2} (\sum T_i) \ln (2\pi) - \frac{1}{2} \sum (T_i - 1) \ln \sigma_v^2 - \\ & - \frac{1}{2} \sum \ln (\sigma_v^2 + \eta_i' \eta_i \sigma^2) - \frac{1}{2} N\left(-\frac{\mu}{\sigma}\right) - \\ & - N \ln [1 - \Phi\left(-\frac{\mu}{\sigma}\right)] + \sum \ln [1 - \Phi\left(-\frac{\mu_i^*}{\sigma_i^*}\right)] - \\ & - \frac{1}{2} \sum [(y_i - x_i \beta) - (y_i - x_i \beta) / \sigma_v^2] + \frac{1}{2} \sum \left(\frac{\mu_i^*}{\sigma_i^*}\right)^2 \end{aligned} \quad [3]$$

(4) Las variables dicotómicas (que recogen los efectos temporales) pueden tratarse como el resto de variables independientes sin que se vea alterada la interpretación del modelo (como ocurre en la literatura estándar de panel).

(5) Battese y Coelli (1992) emplean una distribución normal truncada en vez de la semi-normal que aquí se utiliza. La razón para esta modificación debe buscarse en el sesgo que presentan los modelos frontera que incluyen distribuciones de dos parámetros [Ritter y Simar (1997)].

donde $\theta^* = (\beta', \sigma_v^2, \sigma^2, \eta)$. Sin embargo, a efectos de estimación, se sustituyen σ_v^2 y σ^2 por $\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma^2$ y $\gamma = \sigma^2 / (\sigma_v^2 + \sigma^2)$ respectivamente [Battese y Corra (1977)]. En concreto, el parámetro γ es una medida de la importancia relativa de las desviaciones de la frontera (ineficiencia) con respecto a las variaciones aleatorias de la propia frontera.

El modelo, además de los parámetros α y β , contiene otros tres parámetros asociados a las distribuciones de las variables aleatorias v_{it} y u_{it} . Tal formulación permite considerar distintos modelos dependiendo de posibles restricciones que se pueden imponer sobre dichos parámetros. Así, se puede obtener evidencia acerca de la variación temporal de la eficiencia técnica.

1.2. Especificación de la segunda etapa

Los índices de eficiencia técnica, puesto que son indicadores de la actuación de los productores que operan en un mercado, resultan de gran interés en sí mismos. Sin embargo, puede tener importancia tratar de analizar estos indicadores; así, se podría dar respuesta a preguntas como qué tipo de características comparten las empresas ineficientes.

Si el objetivo es tratar de explicar las diferencias en eficiencia entre las distintas empresas, los índices estimados aparecen como variables dependientes atractivas para utilizar en un nuevo análisis de regresión. Este tipo de análisis se denomina análisis en dos etapas, en el sentido de que en la primera etapa se estiman la frontera de producción y los índices de eficiencia, incluyendo como variables independientes los factores productivos propiamente dichos. En la segunda etapa, se trata de "explicar" los índices en función de otras variables⁶. Las variables que están bajo el control del decisor en el período deben pertenecer a la primera etapa, mientras que aquéllas sobre las que no se tiene poder de decisión en el corto plazo, pertenecen a la segunda (Lovell, 1993)⁷.

Para estimar la relación existente entre eficiencia y variables discretionales, se postula una función lineal:

$$TE_i = \beta_0 + \sum \beta_i Z_i + \epsilon_i \quad [4]$$

donde ϵ_i es una perturbación aleatoria normalmente distribuida. Sin embargo, la variable dependiente, por construcción, varía entre cero y uno (son los índices obtenidos en la primera etapa). En consecuencia, la aplicación directa de MCO

(6) Debe señalarse que esta no es la única posibilidad para analizar los índices. Algunos autores han tratado de relacionar los índices de eficiencia obtenidos con ciertas variables técnicas o económicas a través de un análisis de varianza [Bravo-Uretra y Rieger (1990)]. Otra vía alternativa sería la estimación de una función de producción "ampliada" en la que se incluirían todas aquellas variables que afecten a la producción, ya sea directamente como inputs productivos, o indirectamente a través de la eficiencia técnica. Ejemplos de este enfoque son Pitt y Lee (1981) o Ferrier y Lovell (1990).

(7) Se considerará que las variables a incluir en esta segunda etapa son variables no-discretionales. Obviamente, esto no quiere decir que estén fuera del control de los gestores, sino que están dadas en el corto plazo.

puede provocar que las estimaciones sean sesgadas e inconsistentes. Para resolver este problema, se utilizará un modelo tipo Tobit⁸.

2. MUESTRA Y VARIABLES UTILIZADAS

La muestra se compone de 93 cajas distintas observadas a lo largo del período 1985-1994. Los datos se han obtenido de los balances y cuentas de resultados publicados por la CECA y de los Anuarios Estadísticos de las Cajas de Ahorros.

En el período considerado ha habido un importante número de fusiones y adquisiciones, por lo que se empleará un panel incompleto. Así, las empresas que se fusionan desaparecen de la muestra y aparecen otras entidades (fruto de esa fusión) que se consideran distintas a todos los efectos. Consecuentemente, el número de entidades decrece desde 77 en el primer año hasta 52 el último, siendo 659 el número total de observaciones.

No obstante, los paneles incompletos también tienen sus limitaciones debido a la posibilidad de que las observaciones desaparezcan por problemas de autoselección [Hsiao (1986)]. En este trabajo no se tratará la posible autoselección puesto que desbordaría el objetivo del trabajo (su solución justificaría por sí misma una nueva investigación). Consecuentemente, no debe olvidarse que podría haber un sesgo en las estimaciones.

Para la medición del output se empleará un enfoque de intermediación, en el que se considera que los depósitos son un input que se emplea en la concesión de créditos [Sealey y Lindley (1977)]⁹. En definitiva, en la presente investigación se utiliza como medida del output bancario la suma de los créditos y las inversiones en títulos (Activos rentables).

Tres son los inputs considerados: Fondos Prestables (FP), Trabajo (L) y Capital (K). Con respecto a los Fondos Prestables, incluyen la totalidad de fondos que una entidad puede destinar a producir créditos. El factor Trabajo se mide a través de los gastos de personal. Por lo que se refiere al factor Capital, se mide a través de amortizaciones y otros gastos administrativos¹⁰.

La medición de las variables se realiza en términos monetarios, lo que lleva a suponer que todas las entidades se enfrentan a los mismos precios de los factores Trabajo y Capital (Activos Rentables y Fondos Prestables no responden a gastos,

(8) La razón para emplear un Tobit reside en el hecho de que este tipo de modelos son apropiados cuando es posible que la variable dependiente tome valores por encima del punto de truncación, pero esos valores no son observables [Maddala (1983)]. En nuestro caso, se puede argumentar que es posible que alguna entidad no observada actúe mejor que la más eficiente de la muestra. Si esa entidad se pudiese comparar con la frontera construida a partir de la muestra, podría tener un índice de eficiencia mayor que la unidad.

(9) En principio, no es el objetivo del artículo discutir las distintas medidas empleadas en la literatura. Sin embargo, a este respecto pueden consultarse los trabajos de Colwell y Davis (1992) o Berger y Humphrey (1993).

(10) Inicialmente, se pretendía desglosar este input en dos: Capital y Materiales. Sin embargo, debido al cambio metodológico que se produce en la presentación de los balances y cuentas de resultados en 1992, nos hemos visto obligados a agregarlos en un único input productivo.

sino que están en términos monetarios por razones obvias)¹¹. Las variables están expresadas en millones de pesetas del año 1985, tras haber aplicado el deflactor implícito del PIB.

El vector Z de variables cuasi-fijas (cuyos valores están dados en el corto plazo) es el siguiente:

FUSIO: Variable ficticia. Toma el valor 1 para las entidades que se ven envueltas en procesos de fusión.

PAS/ACT: Recoge la mayor orientación de las cajas hacia el mercado de pasivo o de activo. Viene medida por el número de cuentas de pasivo partido del número de cuentas de activo.

TRA/OFI: Tamaño medio de las oficinas, aproximado mediante el número de trabajadores por oficina¹².

CAJEROS: Número de cajeros automáticos de la entidad (corregidos por oficinas).

TAMAÑO: Tamaño de la entidad, aproximado por el activo total.

3. RESULTADOS ECONÓMICOS

3.1. La frontera estimada

La función a estimar, con variables ficticias para recoger los efectos temporales, es la siguiente:

$$\begin{aligned} \ln CRED_{it} = & \alpha_0 + \sum_{t=2}^{10} \delta_t D_t + \alpha_p \ln FP_{it} + \alpha_L \ln L_{it} + \alpha_K \ln K_{it} + \\ & + \frac{1}{2} \beta_{pp} (\ln FP_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{LL} (\ln L_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\ln K_{it})^2 + \\ & + \beta_{pL} (\ln FP_{it}) (\ln L_{it}) + \beta_{pK} (\ln FP_{it}) (\ln K_{it}) + \\ & + \beta_{LK} (\ln L_{it}) (\ln K_{it}) + v_{it} - \{u_i e^{-\eta(t-T)}\} \end{aligned} \quad [5]$$

En el cuadro 1 aparecen los resultados obtenidos para la ecuación [5]. La función estimada es monótona creciente en el punto de aproximación. En dicho

(11) Se prefiere Gastos de Personal, que implica igualdad de salarios, a la alternativa, número de empleados, ya que ésta requiere el supuesto, más fuerte, de igual composición de plantillas entre entidades. Con los datos que pueden aproximar tal composición (jefes e informáticos sobre el total de trabajadores) es difícil sostener este supuesto. El mismo argumento es utilizado por Berg *et al.* (1991) para el caso de la Banca Noruega. Por su parte, Fanjul y Maravall (1986), cuando estiman funciones de costes tanto para los Bancos como para las Cajas, aluden a la escasa variabilidad de salarios entre empresas para explicar la baja significatividad del coeficiente de la variable salarios. No obstante, y a pesar de todo lo dicho, ésta es una limitación del trabajo ya que, al introducir precios, es posible que las medidas de eficiencia técnica obtenidas se encuentren en alguna medida contaminadas por eficiencia asignativa.

(12) Ni el número de oficinas ni el de trabajadores son variables cuasi-fijas, sin embargo, con ello se trata de aproximar el tamaño de las oficinas (fijo en el corto plazo) que es la variable relevante.

Cuadro 1: RESULTADOS PARA LA FRONTERA ESTIMADA (1)(2)

Variable	Parámetro	Estimac.	Variable	Parámetro	Estimac.
Constante	α_0	11,241*** (0,0111)	D ₈₇	δ_{87}	0,0455*** (0,0136)
Fondos Pres.(FP)	α_P	0,8808*** (0,0279)	D ₈₈	δ_{88}	0,0959*** (0,0145)
Trabajo (L)	α_L	0,0451* (0,0265)	D ₈₉	δ_{89}	0,0760*** (0,0134)
Capital (K)	α_K	0,0969*** (0,0221)	D ₉₀	δ_{90}	0,1987*** (0,0162)
FP ²	β_{PP}	-0,2671** (0,1251)	D ₉₁	δ_{91}	0,1903*** (0,0207)
L ²	β_{LL}	-0,1966 (0,1223)	D ₉₂	δ_{92}	0,1973*** (0,0179)
K ²	β_{KK}	0,1917** (0,0919)	D ₉₃	δ_{93}	0,1335*** (0,0181)
FP x L	β_{PL}	0,3775*** (0,1136)	D ₉₄	δ_{94}	0,1936*** (0,0155)
FP x K	β_{PK}	-0,0712 (0,0671)	-	$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$	0,0255*** (0,0040)
L x K	β_{LK}	-0,1654* (0,0946)	-	gamma =	0,8363*** (0,0299)
D ₈₆	δ_{86}	0,0106 (0,0159)	-	eta	-0,0206* (0,0106)

(1) Error estándar entre paréntesis.

(2) *** (**, *) Parámetro significativo al 99% (95%, 90%).

punto, la elasticidad de escala toma un valor de 1,022, siendo significativamente mayor que la unidad, lo cual constituiría una evidencia en favor de que en las Cajas de Ahorros existen rendimientos a escala crecientes¹³.

Del estudio de los signos de los menores principales del hessiano se deduce que la función estimada no es cuasicóncava en el punto de aproximación. Este resultado es bastante frecuente en los trabajos empíricos que estiman funciones translog ya que, como es bien sabido, este tipo de funciones no cumple las condi-

(13) Maudos (1996) también obtiene evidencia en favor de ciertas economías de escala.

ciones de monotonía y cuasiconcavidad en todo su dominio¹⁴. Por otra parte, el parámetro η alcanza un valor de 0,8363 (significativamente distinto tanto de uno como de cero). De acuerdo con este resultado, un 83% de la variación no explicada del output se debe a ineficiencia.

Pasando ahora al comportamiento temporal de la eficiencia, destaca que el parámetro η , que representa tal comportamiento, no sea estadísticamente distinto de cero al nivel de confianza habitual del 5% (aunque si lo es al 10%). Para comprobar la robustez de este contraste individual, se ha replicado a través de la prueba de la razón de verosimilitud. El ratio de verosimilitud toma un valor de 3,494, por lo que al 5% no se rechaza la restricción $\eta = 0$. Según este resultado, la eficiencia técnica de las Cajas de Ahorros españolas no habría mejorado significativamente durante el período estudiado.

Por otro lado, los coeficientes estimados de las dummies temporales son positivos y muestran una cierta tendencia creciente, lo cual parece indicar que la frontera se ha ido desplazando a lo largo del período analizado. Este hecho suele atribuirse a la existencia de progreso técnico neutral, indicando que cada vez es posible producir más (potencialmente, ya que se refiere a la frontera) con las mismas cantidades de inputs¹⁵.

3.2. *Los índices de eficiencia técnica*

Para la recuperación de los índices de eficiencia, únicamente se debe realizar el cociente entre la producción efectiva y la potencial (la que se alcanzaría en ausencia de ineficiencia). Tales índices tienen un recorrido que va desde un 61,27% de eficiencia mínima, hasta un 99,00% de eficiencia máxima. El nivel medio de eficiencia es del 90,73%, lo cual tiene una traducción directa en la posibilidad de ahorro en costes.

Los niveles medios de eficiencia obtenidos se sitúan en la línea de los que aparecen en la literatura. Tal coincidencia de resultados adquiere toda su dimensión al observar las diferentes metodologías que emplean estas investigaciones (cuadro 2).

Los únicos trabajos en que se hace cierta referencia a la variación temporal de la eficiencia son Pastor (1995, 1996), Grifell y Lovell (1996) y Maudos (1996). No obstante, en ninguno de ellos se modeliza tal variación, por lo que no se pueden realizar contrastes acerca de la evolución temporal de la eficiencia. De

(14) Además, Berndt y Christensen (1973) muestran que cuando se estima una función de producción translog y al menos uno de los coeficientes β_{ij} es distinto de cero (como ocurre en el presente caso), existen puntos donde no se cumple ninguna de estas dos condiciones. Por su parte, Wales (1977) realiza un experimento con funciones Translog en el que se manifiestan los problemas para aproximar la curvatura de la verdadera función subyacente.

(15) A este respecto existe una amplia literatura en la que se intenta descomponer el cambio en la productividad en cambio técnico y cambios en la eficiencia. Para el caso español, Pastor (1995) sigue este camino.

hecho, las variaciones que obtienen son de muy escasa magnitud, sin observarse un patrón definido¹⁶.

Cuadro 2: ESTUDIOS SOBRE EFICIENCIA Y SISTEMA FINANCIERO ESPAÑOL

Autores	Metodología	Eficiencia
Domenech (1992)	Frontera de costes no paramétrica determinística corte transversal	96,1% (económica)
Grifell Prior Salas (1992)	Frontera de producción no paramétrica determinística corte transversal	97,1% (técnica)
Prior Salas (1994)	Frontera de producción no paramétrica determinística corte transversal	85,9% (técnica)
Pastor (1995)	Frontera de producción no paramétrica determinística* datos de panel (86-92)	85,2% (técnica)
Grifell y Lovell (1996)	Frontera de producción no paramétrica determinística* datos de panel (86-91)	75,6%-80,1% (técnica)
Maudos (1996)	Frontera de costes paramétrica estocástica datos de panel (85-94) (uniecucional)	94,1% (económica)
Pastor (1996)	Frontera de costes paramétrica estocástica datos de panel (86-92) (multiecucional)	80,8% (económica)

* La medida de eficiencia técnica que emplea se basa en el índice de Malmquist obtenido a partir de fronteras no paramétricas.

(16) Quizás en el caso de Grifell y Lovell (1996) podría adivinarse una cierta tendencia creciente, aunque ellos mismos dicen que no puede realizarse ninguna inferencia acerca de mejoras de la eficiencia con el tiempo, puesto que el análisis se realiza para cada año separadamente.

3.3. Análisis de los índices de eficiencia

Los resultados obtenidos para la segunda etapa tras la estimación de la Ecuación [4], se presentan en el cuadro 3. Comenzando por aquellas variables que no son significativas, no se observa evidencia de que las entidades que se ven envueltas en procesos de fusión se caractericen por niveles de eficiencia mayores o menores que la media. Además, el tamaño de las oficinas tampoco parece guardar relación con los niveles alcanzados de eficiencia técnica. Tampoco parece existir relación entre los niveles de eficiencia y el número de cajeros automáticos¹⁷.

Por otro lado, se aprecia una relación positiva entre la mayor orientación al mercado de activo, y mayores niveles de eficiencia. Este resultado parece estar en consonancia con los últimos acontecimientos que indican que las Cajas de Ahorros, cada vez están introduciéndose con mayor fuerza en el mercado de acti-

Cuadro 3: RESULTADOS PARA LA SEGUNDA ETAPA: ANÁLISIS DE LOS ÍNDICES DE EFICIENCIA TÉCNICA (1)(2)

Variable	Parámetro	Estimación
Constante	β_0	1,0717** (0,0434)
Fusio	β_1	0,0144 (0,0120)
Pas/Act	β_2	-0,1007** (0,0160)
Tra/ofi	β_3	0,0003 (0,0047)
Cajeros	β_4	0,0062 (0,0244)
Tamaño	β_5	-0,18E-07** (0,79E-08)
-	σ^2	0,0511** (0,0037)

(1) Error estándar entre paréntesis.

(2) ** (*) Parámetro significativo al 99% (95%).

(17) Maudos y Pastor (1995) encuentran una relación negativa, aunque, en su caso, utilizan una especificación ligeramente distinta, puesto que distintos eran sus objetivos.

vo. A la luz de este trabajo, ese comportamiento resulta eficiente. Finalmente, se observa que las entidades de menor tamaño alcanzan mayores niveles de eficiencia técnica.

En otro orden de cosas, debe realizarse algún contraste acerca de la bondad del ajuste. Así, se utiliza el test de la razón de verosimilitud para contrastar la hipótesis nula de que todos los coeficientes estimados son cero. Tal hipótesis es rechazada por un valor del estadístico de 45,9 ($\chi_{95\%}^2 = 11,1$).

4. CONCLUSIONES

En el presente estudio se ha estimado la eficiencia técnica de las Cajas de Ahorro Españolas en el período 1985-1994. Para ello se ha empleado un modelo frontera de producción estocástica que utiliza datos de panel y permite que los índices de eficiencia varíen con el tiempo. Además, un aspecto distintivo de este modelo es que permite realizar contrastes acerca de la variación temporal de la eficiencia técnica.

La principal conclusión que se obtiene en el trabajo es que los datos no rechazan la hipótesis de que la eficiencia relativa permanezca invariante en el tiempo. Además, los coeficientes estimados de las dummies temporales muestran una tendencia en promedio creciente. Este resultado parece indicar que la frontera se ha ido desplazando a lo largo del período analizado. El nivel medio de eficiencia técnica es del 90,73%, que se sitúa en la línea de los resultados que aparecen en la literatura aplicada al caso español. Finalmente, se obtiene evidencia acerca de una relación negativa entre eficiencia técnica y tamaño, y una relación positiva con la mayor orientación hacia el negocio de activo.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Battese, G. y Coelli, T. (1992): "Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India", *Journal of Productivity Analysis*, 3, págs. 153-69.
- Battese, G. y Corra, G. (1977): "Estimation of a Production Frontier model: With application to the Pastoral Zone of Eastern Australia", *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21(3), págs. 169-79.
- Bauer, P. y Hancock, D. (1993): "The efficiency of the Federal Reserve in providing check processing services", *Journal of banking and finance*, 17, págs. 287-311.
- Berg, S., Førsund, F. and Jansen, E. (1991): "Technical efficiency of norwegian banks: the non-parametric approach to efficiency measurement", *Journal of Productivity analysis*, 2, págs. 127-142.
- Berger, A. y Humphrey, D. (1993): "Measurement and Efficiency issues in Commercial Banking", en Griliches, Z., *Output Measurement in the service sectors*, Chicago. The University of Chicago Press, págs. 245-279.
- Berndt, E. y Christensen, L. (1973): "The internal structure of functional relationships: separability, substitution, and aggregation", *Review of Economic Studies*, 40, págs. 403-410.

- Bravo-Uretra, B. y Rieger, L. (1990): "Alternative production frontier methodologies and dairy farm efficiency", *Journal of Agricultural Economics*, 41(2), págs. 215-26.
- Colwell, R. J. y Davis, E. P. (1992): "Output and Productivity in Banking", *Scandinavian Journal of Economics*, 94, págs. 111-129.
- Cornwell, C., Schmidt, P. y Sickles, R. (1990): "Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels", *Journal of Econometrics*, 46, págs. 185-200.
- Domenech, R. (1992): "Medidas no paramétricas de eficiencia en el sector bancario español", *Revista española de economía*, vol. 9, n.º 2, págs. 171-96.
- English, M., Grosskopf, K. H., Hayes, K. y Yaisawarng, S. (1993): "Output Allocative and Technical Efficiency of Banks", *Journal of Banking and Finance*, 17, págs. 349-366.
- Fanjul, O. y Maravall, F. (1985): *La eficiencia del Sistema Bancario Español*, Alianza Editorial AU. 439, Madrid.
- Favero, C. y Papi, L. (1995): "Technical efficiency and scale efficiency in the italian banking sector: a non-parametric approach". *Applied economics*, 27, págs. 385-395.
- Ferrier, G. y Lovell, K. (1990): "Measuring cost efficiency in banking", *Journal of Econometrics*, 46, págs. 229-245.
- Førsund, F., Lovell, K. y Schmidt, P. (1980): "A survey of frontier production functions and of their relationship to efficiency measurement", *Journal of Econometrics* 13, págs. 5-25.
- Grifell, E. y Lovell, K. (1996): "Deregulation and Productivity decline: the case of Spanish Savings Banks", *European Economic Review*, 40 (6), págs. 1.281-1.304.
- Grifell, E., Prior, D. y Salas, V. (1992): "Eficiencia frontera y productividad en las Cajas de Ahorros españolas", *Documento de trabajo n.º 92/1992*, Fundación Fies.
- Hsiao, C. (1986): *Analysis of Panel Data*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Kumbhakar, S. (1990): "Production frontiers, panel data and time-varying technical inefficiency", *Journal of Econometrics*, 46, págs. 201-211.
- Lovell, K. (1993): "Production frontiers and Productive efficiency". En *The measurement of productive efficiency: Techniques and Applications*, Fried, H., Lovell, K. y Schmidt, S. (eds.), Oxford, Oxford University Press, págs. 3-67.
- Maddala, G.S. (1983): *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Maudos, J. (1996): "Eficiencia, cambio técnico y productividad en el sector bancario español: una aproximación de frontera estocástica", *Investigaciones Económicas*, Volumen XX(3), págs. 339-358.
- Maudos, J. y Pastor, J.M. (1995): "Prestacion de servicios bancarios en las cajas de ahorros españolas: Cajeros automáticos versus oficinas", WP-EC 95-14.
- Pastor, J.M. (1995): "Eficiencia, cambio productivo y cambio técnico en los bancos y cajas de ahorros españolas: un análisis de frontera no paramétrico", *Revista española de Economía*, vol. 12, n.º 1, págs. 35-73.
- Pastor, J.M. (1996): "Diferentes metodologías para el análisis de la Eficiencia de los Bancos y Cajas de ahorros españolas", Documento de Trabajo n.º 123/1996. Fundación Fies.
- Pitt, M. y Lee, L. (1981): "The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry", *Journal of Development Economics*, 9, págs. 43-64.
- Prior, D. y Salas, V. (1994): "La eficiencia técnica de las Cajas de Ahorros y sus factores determinantes", *Papeles de Economía Española*, n.º 58, págs. 141-160.

- Resti, A. (1997): "Evaluating the cost-efficiency of the Italian Banking System: What can be learned from the joint application of parametric and non-parametric techniques", *Journal of Banking and Finance*, 21, págs. 221-250.
- Ritter, C. y Simar, L. (1997): "Pitfalls of Normal-Gamma stochastic frontier models", *Journal of Productivity Analysis*, 8, 2, págs. 167-182.
- Sealey, C.W. y Lindley, J. (1977): "Inputs, outputs and a theory of production and cost at Depository Financial Institutions", *The Journal of Finance*, 32, 4, págs. 1.251-1.266.
- Wales, T. (1977): "On the flexibility of flexible functional forms", *Journal of Econometrics*, 5, págs. 183-193.

Fecha de recepción del original: junio, 1996

Versión final: julio, 1998

ABSTRACT

The aim of this paper is to determine the degree of technical efficiency of the Spanish Savings Banks and its temporal variation in the 1985-1994 period. To that end, a stochastic production frontier is estimated using panel data and assuming the efficiency term follows the specification proposed by Battese and Coelli (1992). In a second stage, a Tobit model is estimated to find the relationships between the efficiency indexes and other explanatory variables. The main conclusion obtained from the econometric work is that the time-invariant technical efficiency hypothesis is not rejected in that period. In the second stage, we find that the smallest firms and those that adopt strategies directed towards the assets markets achieve greater efficiency levels.

Keywords: technical efficiency, stochastic frontier, Tobit, Savings Banks.