

## EFICIENCIA, CAMBIO TECNICO Y PRODUCTIVIDAD EN EL SECTOR BANCARIO ESPAÑOL: UNA APROXIMACION DE FRONTERA ESTOCASTICA

Joaquín MAUDOS\*

*Universitat de València*

*Este trabajo analiza la eficiencia, el cambio técnico y la productividad del sector bancario español mediante la estimación de una frontera estocástica de costes. Se analiza el comportamiento de la ineficiencia de escala y de la ineficiencia-X, así como el efecto del progreso técnico en la evolución de los costes de las cajas de ahorros y de la banca nacional en el período 1985-94. Los resultados obtenidos muestran que la principal fuente de ineficiencia son las ineficiencias-X, siendo dicha ineficiencia superior en el caso de la banca nacional. Además, si bien se acepta la existencia de progreso técnico tanto en cajas como en bancos, sólo las cajas de ahorros experimentan ganancias de productividad, ya que en la banca las pérdidas de eficiencia superan al progreso técnico.*

### 1. Introducción

En los últimos años, el sector bancario español ha estado inmerso en un profundo proceso de transformación como consecuencia de tres fenómenos: la desregulación del sector (coeficientes legales, tipos de interés, restricciones geográficas a la apertura de oficinas, etc.), los incrementos en la competencia interna y externa, y el efecto de la utilización de nuevas tecnologías.

Uno de los motivos que justifican este proceso desregulador es la necesidad de anticipar los efectos del incremento de la competencia que la Unión Europea conlleva. Así, es necesario lograr mayores niveles de eficiencia con objeto de incrementar la competitividad del sector.

Recientemente, diversos trabajos han analizado el efecto de los fenómenos anteriormente mencionados en la eficiencia del sector bancario español mediante la estimación de funciones frontera. Grifell y Lovell (1996) y Prior y Salas (1994) analizan la eficiencia técnica del subsector cajas de ahorros en el período 1986-1991 y 1990, respectivamente, estimando funciones frontera de producción utilizando la metodología del análisis de envoltente de datos

\* Agradezco los comentarios recibidos de David B. Humphrey durante la elaboración de este trabajo, así como los de Rafael Repullo y dos evaluadores anónimos. Asimismo, agradezco la ayuda financiera de la Fundación Caja de Madrid y la DGICYT PB94-1523.

(DEA)<sup>1</sup>. Utilizando la misma técnica, Doménech (1992) analiza la eficiencia técnica de las cajas y bancos estimando una función frontera para el año 1989. Más recientemente, Pastor (1995) y Grifell y Lovell (1995) analizan la eficiencia técnica de las cajas de ahorros y de la banca nacional para un período más amplio mediante la aplicación de la técnica DEA junto con la construcción de índices de Malmquist para descomponer las ganancias de productividad en ganancias de eficiencia (catching-up) y progreso técnico<sup>2</sup>.

Utilizando técnicas de frontera estocástica, Alvarez (1994) ha analizado la eficiencia técnica de las cajas de ahorros en el período 1986-1991 mediante la estimación de una función frontera de producción translog en la que el término de ineficiencia puede variar en el tiempo. Lozano (1995a) estima la ineficiencia en costes de la banca comercial y de las cajas de ahorros en el período 1985-91 mediante la aplicación del enfoque de frontera gruesa. Por último, y utilizando este último enfoque, Lozano (1995b) analiza la eficiencia en beneficios de las cajas de ahorros en el período 1986-1991.

A excepción de los trabajos de Doménech (1992), Lozano (1995a), Pastor (1995) y Grifell y Lovell (1995), el resto de trabajos se han centrado exclusivamente en el subsector de las cajas de ahorros. Los trabajos de Doménech (1992), Pastor (1995) y Grifell y Lovell (1995 y 1996) se basan en la aplicación de técnicas de programación lineal (DEA), en las que se supone que toda la desviación de la posición de una empresa respecto a la frontera de producción se debe exclusivamente a la ineficiencia, por lo que las estimaciones de la misma pueden estar sesgadas al alza al captar como tal el efecto de variables que no están bajo el control de las empresas (mala suerte, errores de medida, etc.)<sup>3</sup>. En otras palabras, estiman funciones frontera de carácter determinista en las que pequeños cambios en los errores de medición de las variables o suerte de las empresas que forman la frontera pueden tener un gran efecto acumulado sobre la ineficiencia<sup>4</sup>.

<sup>1</sup> Grifell y Lovell (1996) miden la productividad total de los factores utilizando un índice Malmquist geométrico bajo la hipótesis de rendimientos constantes a escala, y descomponen dicho índice en cambio técnico y cambio en la eficiencia técnica. Así, mientras que en este trabajo se analizan los cambios en la eficiencia técnica, el trabajo de Prior y Salas (1994), referido a un solo año, analiza la eficiencia técnica.

<sup>2</sup> Más concretamente, Grifell y Lovell (1995) utilizan un índice de productividad Malmquist generalizado, el cual es descompuesto en tres componentes: índice de escala, cambio técnico y cambio en la eficiencia técnica.

<sup>3</sup> De hecho, como señalan Berger *et al.* (1993), los trabajos que aplican las aproximaciones de frontera estocástica, de frontera gruesa (*thick frontier approach*, TFA) o distribución libre (*distribution-free approach*, DFA) obtienen niveles de ineficiencia en torno al 20-25% de los costes, mientras que en los trabajos en los que se aplica el análisis de envolvente de datos (DEA) dichos niveles varían entre un 10% y un 50%. No obstante, el hecho de que la aproximación DEA envuelva los datos de forma más cercana constituye un argumento teórico que puede contrarrestar la frecuente afirmación de que la ineficiencia es mayor en la aproximación DEA en relación a la frontera estocástica (véase Ferrier y Lovell (1990)).

<sup>4</sup> Por el contrario, el análisis de la envolvente de datos presenta dos ventajas: 1) no es necesario especificar una determinada relación funcional, y 2) no es necesario asumir supuestos distribucionales para estimar la ineficiencia utilizando técnicas de programación lineal para estimar la frontera.

Si bien no es sorprendente la variedad de resultados obtenidos en los distintos trabajos referidos al sector bancario español teniendo en cuenta las distintas muestras, períodos, técnicas, outputs e inputs considerados, etc., en general es de esperar que las fronteras deterministas suministren mayores niveles de ineficiencia. Por este motivo, el objetivo de este trabajo es analizar la eficiencia en costes de las cajas de ahorros y de la banca nacional del sector bancario español en un horizonte temporal amplio (1985-1994) mediante la estimación de una función de costes frontera de carácter estocástico con objeto de aislar la ineficiencia de factores distintos a la misma.

Asimismo, tal y como ponen de manifiesto Berger *et al.* (1993), conceptos tales como economías de escala y progreso técnico son conceptos asociados a funciones frontera, por lo que es necesario revisar los resultados obtenidos hasta ahora en otros trabajos referidos al caso español en los que, o bien se estiman funciones medias más que auténticas fronteras, o bien se aplican técnicas de estimación de fronteras de carácter determinista.

El trabajo se organiza como sigue. En la Sección 2 se describe la aproximación estocástica al análisis de la eficiencia. La Sección 3 describe la muestra objeto de análisis y las variables utilizadas. La Sección 4 analiza el comportamiento de la ineficiencia de la banca nacional y de las cajas de ahorros tras la estimación de la frontera de costes. La Sección 5 analiza la ineficiencia de escala y el progreso técnico, así como la evolución de la productividad total de los factores. Por último, la Sección 6 presenta las conclusiones del trabajo.

## **2. La aproximación de frontera estocástica**

Desde el trabajo pionero de Farrell (1957), la medición de la ineficiencia productiva ha discurrido en paralelo a la estimación de fronteras de producción. Dado que la ineficiencia productiva se define como la discrepancia del nivel actual de producción respecto al máximo técnicamente alcanzable situado en la frontera, la medición de la ineficiencia requiere necesariamente la estimación de la frontera de producción<sup>5</sup>.

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

<sup>5</sup> Una revisión de las distintas técnicas de medición de la eficiencia se encuentra en Bauer (1990), Green (1993) y Lovell (1993).

las diferencias tecnológicas y de gestión que incrementan costes de producción<sup>6</sup>.

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

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

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

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

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

Bajo el supuesto de que ambos componentes del término de error compuesto se distribuyen de forma independiente, la función frontera puede ser estimada por máxima verosimilitud, estimándose la ineficiencia a partir de los residuos de la regresión. Más concretamente, las estimaciones individuales de la ineficiencia pueden obtenerse utilizando la distribución del término de ineficiencia condicionada a la estimación del término de error compuesto.

<sup>6</sup> El trabajo original de Leibenstein (1966) distingue entre ineficiencias-X de un tipo distinto de ineficiencias asignativas (los costes sociales derivados del poder de mercado y de las restricciones al intercambio que provocan una mala asignación de los recursos entre empresas, industrias y naciones). Esta última idea de ineficiencia asignativa difiere del concepto comúnmente utilizado de ineficiencia asignativa como el incremento en el coste derivado de la elección de una incorrecta proporción de inputs dados sus precios relativos. No obstante, es frecuente englobar dentro del concepto genérico de ineficiencia-X tanto la técnica como la asignativa. Por este motivo, a lo largo de todo este trabajo el término ineficiencia-X hará referencia a la ineficiencia total, y más teniendo en cuenta que al estimar una función de costes la ineficiencia en costes incluye tanto la técnica como la asignativa.

Así, Jondrow *et al.* (1982) muestra como en el caso de la distribución semi-normal, la esperanza de la ineficiencia condicionada al término de error compuesto adopta la siguiente expresión:

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

donde  $\lambda = \sigma_u/\sigma_v$ ,  $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ , y  $\phi$  and  $\Phi$  son la función de densidad y de distribución, respectivamente, de una variable aleatoria que se distribuye como una normal. Dicha expresión, si bien es un estimador insesgado de la ineficiencia, es inconsistente dado que la varianza del estimador no se aproxima a cero a medida que aumenta el tamaño de la muestra<sup>7</sup>.

Empíricamente los distintos supuestos distribucionales para el término de ineficiencia pueden conducir a diferentes resultados al menos en términos de las ineficiencias estimadas. Por este motivo es importante analizar la sensibilidad de los resultados ante distintos supuestos alternativos con objeto de elegir aquel supuesto que se ajuste mejor a los datos.

Como demuestran Schmidt y Sickles (1984), la ventaja de disponer de un panel de datos es que no es necesario asumir ningún supuesto distribucional para el término de ineficiencia y para el término de error, pudiéndose estimar la ineficiencia a través de los modelos estándar de datos de panel de efectos fijos y aleatorios, y discriminando entre ellos en base al test de Hausman, ya que en caso de que los efectos individuales (a través de los cuales se obtienen las ineficiencias individuales) estén correlacionados con los regresores, únicamente el estimador intragrupos del modelo de efectos fijos es consistente. Sin embargo, el coste que hay que asumir es que dichos modelos de datos de panel se basan en el supuesto restrictivo de que la ineficiencia es constante en el tiempo, siendo este supuesto poco atractivo y, en palabras de Cornwell *et al.* (1990), «irreal en multitud de aplicaciones» sobre todo con paneles de períodos largos de tiempo<sup>8</sup>.

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

<sup>7</sup> Green (1993), pp. 80-82.

<sup>8</sup> Además, la tasa de crecimiento de la eficiencia puede ser una fuente importante de crecimiento de la productividad total de los factores (véase Bauer (1990) y Esho y Sharpe (1995), entre otros), por lo que imponer la restricción de invarianza en el tiempo implica renunciar a una importante fuente de variación.

En el caso concreto que nos ocupa, la función translog adopta la siguiente especificación<sup>9</sup>:

$$\begin{aligned} \text{Ln}C_{iT} = & \alpha_0 + \sum_{k=1}^2 \alpha_k \text{Ln}Y_{kiT} + 1/2 \sum_{k=1}^2 \sum_{j=1}^2 \alpha_{kj} \text{Ln}Y_{kiT} \text{Ln}Y_{jiT} + \sum_{k=1}^3 \beta_k \text{Ln}P_{kiT} + \\ & 1/2 \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \beta_{kj} \text{Ln}P_{kiT} \text{Ln}P_{jiT} + \sum_{k=1}^2 \sum_{j=1}^3 \lambda_{kj} \text{Ln}Y_{kiT} \text{Ln}P_{jiT} + \quad [3] \\ & \sigma_T T + 1/2 \sigma_{TT} T^2 + \sum_{k=1}^2 \sigma_{Tk} T \text{Ln}Y_{kiT} + \sum_{j=1}^3 \sigma_{jT} T \text{Ln}P_{jiT} + \varepsilon_{iT}, \end{aligned}$$

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

$$\varepsilon_{iT} = u_{iT} + v_{iT}, \quad [4]$$

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

Dado que la aplicación de los modelos frontera de datos de panel imponen el supuesto poco atractivo de que la eficiencia es invariante en el tiempo, y teniendo en cuenta que el período de tiempo objeto de análisis en este trabajo (1985-94) ha sido un período de profunda transformación del sector bancario español, la estimación de la función de costes frontera se realiza no imponiendo dicho supuesto restrictivo. Así, obsérvese como en la expresión [4] el término de ineficiencia varía en el tiempo.

### 3. Variables y muestra utilizada

Para el subsector de las cajas de ahorros la muestra utilizada está compuesta por la totalidad de las cajas existentes en cada año de la muestra, habiéndose reducido dicho tamaño de 77 en 1985 a 52 en 1994 como consecuencia de los procesos de fusión-absorción ocurridos en los últimos años. En el caso de la banca nacional, ha sido necesario eliminar de la muestra algunos bancos por dos motivos: 1) como consecuencia de la carencia de la información en alguna de las variables necesarias para la estimación de la función de costes; 2) como consecuencia de la escasa fiabilidad de la información reportada. Así, la muestra finalmente utilizada varía de 71 bancos en 1985 a 53 en 1994<sup>10</sup>.

En el período de tiempo analizado, el sector bancario español ha estado inmerso en un intenso proceso de fusiones y absorciones, por lo que es necesario decidir

<sup>9</sup> Imponemos las restricciones habituales de simetría y homogeneidad de grado uno en los precios de los inputs.

<sup>10</sup> Los datos utilizados corresponden a los facilitados por el Consejo Superior Bancario y por la Confederación Española de Cajas de Ahorros en sus balances y cuentas de resultados públicos. Dado que a partir del año 1992 se produce un cambio metodológico en la presentación de los balances y cuentas de resultados, ha sido necesario homogeneizar la información anterior a dicho año.

el tratamiento de dicho fenómeno a la hora de seleccionar la muestra. En este trabajo se ha optado por trabajar con un panel incompleto por lo que las empresas que se fusionan desaparecen de la muestra y aparecen otras nuevas que se consideran distintas de las anteriores. Esta estrategia presenta la ventaja de que permite utilizar toda la información disponible, al contrario de lo que ocurre en las dos estrategias alternativas: eliminar las entidades involucradas en dichos procesos de absorción-fusión<sup>11</sup>, o sumar las partidas del balance y cuenta de resultados de dichas entidades en los años anteriores al año de la fusión-absorción.

### 3.1. *Outputs*

La primera cuestión problemática a la que se enfrentan todos los estudios que analizan la tecnología subyacente a la función de producción bancaria es la identificación y medición del output bancario, ya que no existe un consenso respecto al tratamiento de esta variable. Como pone de manifiesto Humphrey (1992), no hay razón a priori para centrarse en una única clase de output bancario como los préstamos u otra partida de activo, teniendo en cuenta que la producción de depósitos absorbe gran parte del capital y trabajo utilizados en la producción. En este trabajo se adopta la aproximación de valor añadido de Berger y Humphrey (1992), considerando los depósitos como inputs y outputs simultáneamente. Dicha aproximación al problema de la identificación y medición del output bancario se enmarca, en líneas generales, en la llamada «aproximación de la intermediación». Los outputs utilizados son<sup>12</sup>:

CUADRO 1  
Estadísticos descriptivos de las variables\* (1985-1994)

Variable	Cajas de ahorros		Banca nacional	
	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica
$Y_1$ (fondos prestables)	203.782	394.063	282.812	633.349
$Y_2$ (fondos prestados)	196.868	243.963	273.292	604.494
$P_1$ (precio trabajo)	3,196	0,555	3,152	0,718
$P_2$ (precio fondos prestables)	0,061	0,009	0,079	0,016
$P_3$ (precio cap. físico)	0,366	0,132	0,792	2,692
Costes Totales	20.073	184.391	30.758	67.651

\* Todas las variables están expresadas en pesetas constantes de 1985.

<sup>11</sup> Dado el elevado número de entidades involucradas en dichos procesos (más acusado en el caso de las cajas de ahorros), dicha estrategia reduce considerablemente el tamaño de la muestra.

<sup>12</sup> El Cuadro 1 muestra los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas. Todas las variables aparecen expresadas en términos reales utilizando para ello el deflactor implícito del PIB.

1.  $Y_1$  = fondos prestables (entidades de crédito + débitos a clientes + débitos representados por valores negociables + otros pasivos)<sup>13</sup>.
2.  $Y_2$  = fondos prestados (entidades de crédito + créditos sobre clientes + renta fija)<sup>14</sup>.

### 3.2. *Inputs*

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

### 3.3. *Precios de los inputs*

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

1. El precio del factor trabajo ( $P_1$ ), que se ha calculado dividiendo los gastos de personal sobre el número de trabajadores.
2. El precio de los fondos prestables ( $P_2$ ) se ha obtenido dividiendo los costes financieros por la variable  $Y_1$ .
3. Por último, el precio del capital físico ( $P_3$ ), se ha definido como el cociente de las amortizaciones y otros gastos administrativos sobre el activo material<sup>15</sup>.

<sup>13</sup> La cuenta de resultados de bancos y cajas no ofrece información desagregada de los costes financieros por tipo de pasivo a partir de 1992. Este hecho, junto a la necesidad de introducir en la estimación el precio del input «fondos prestables», obliga a englobar bajo el nombre genérico de «fondos prestables» todas las partidas del pasivo que conllevan costes financieros, calculándose su precio como cociente de los costes financieros e  $Y_1$ .

<sup>14</sup> Estos tres activos son los más importantes cuantitativamente en el balance tanto de cajas como de bancos. Así, el porcentaje medio que estas tres partidas representan respecto del activo total en el período 1985-94 son 15%, 44% y 25% en las cajas, y 23%, 44% y 19% en la banca nacional. La renta fija engloba las partidas «deudas del Estado» y «obligaciones y otros valores de renta fija».

<sup>15</sup> El cambio metodológico que se produce en la presentación de los balances y cuentas de resultados en 1992 obliga a sumar las amortizaciones junto con otros gastos generales (que incluyen los gastos en inmuebles) en un único input productivo.



#### 4. La eficiencia del sector bancario español

El Cuadro 2 muestra la evolución de la ineficiencia media de los bancos y cajas de ahorros en el período analizado obtenida tras la estimación de la función de costes frontera [3] por máxima verosimilitud, habiéndose calculado las ineficiencias individuales de acuerdo con la expresión para el caso semi-normal, ya que en el caso normal-truncado y exponencial es necesario criterios de convergencia excesivamente elevados para asegurar la convergencia en el proceso iterativo de estimación<sup>16</sup>. En consecuencia, el supuesto distribucional para el término de ineficiencia que mejor se ajusta a los datos es el semi-normal<sup>17</sup>.

CUADRO 2  
Niveles de ineficiencia del sistema bancario español

	Cajas de ahorros				Banca nacional			
	Media	Máximo	Mínimo	D. Típica	Media	Máximo	Mínimo	D. Típica
1985	0.0571	0.1261	0.0238	0.0231	0.0860	0.1961	0.0328	0.0334
1986	0.0605	0.1479	0.0261	0.0267	0.0891	0.1951	0.0458	0.0326
1987	0.0583	0.1378	0.0234	0.0243	0.1080	0.3098	0.0519	0.0518
1988	0.0583	0.1375	0.0224	0.0278	0.0935	0.2292	0.0282	0.0404
1989	0.0591	0.1643	0.0165	0.0283	0.0954	0.3548	0.0356	0.0445
1990	0.0577	0.1627	0.0245	0.0288	0.0788	0.2994	0.0285	0.0335
1991	0.0595	0.1315	0.0253	0.0270	0.0947	0.3365	0.0253	0.0440
1992	0.0631	0.1302	0.0250	0.0271	0.0948	0.3637	0.0235	0.0464
1993	0.0580	0.1145	0.0227	0.0240	0.0872	0.2259	0.0223	0.0372
1994	0.0589	0.1359	0.0195	0.0274	0.1061	0.3927	0.0336	0.0639
1985-94	0.0589	0.1643	0.0165	0.0265	0.0929	0.3927	0.0223	0.0442

Para el conjunto del sector bancario, los resultados muestran la existencia de niveles de ineficiencia superiores en la banca comercial que en el subsector de las cajas de ahorros, siendo este resultado común a otros trabajos que analizan ambos tipos de instituciones en el caso español (Pastor (1995), Lozano (1995a) y Grifell y Lovell (1995))<sup>18</sup>. Concretamente, las cajas de aho-

<sup>16</sup> Véase en el apéndice los parámetros estimados.

<sup>17</sup> La distribución semi-normal ha sido la más frecuentemente utilizada en la medición de la ineficiencia: Ferrier y Lovell (1990), Berger y Humphrey (1991), Bauer y Hancock (1993), Mester (1993), Cummins y Weiss (1993), Berger (1993), etc. En el caso normal truncado, es frecuente la aparición de problemas de convergencia en la estimación (Green (1993), Cummins *et al.* (1993), etc.).

<sup>18</sup> La excepción es Doménech (1992), quien obtiene mayores niveles de eficiencia en el caso de la banca comercial si bien este trabajo está referido a un único año de la muestra (1989).

rros presentan una ineficiencia en costes (5.89%) inferior en un 37% al correspondiente a la banca nacional (9.29%)<sup>19</sup>.

Los niveles de ineficiencia estimados son inferiores a los obtenidos en otros trabajos que utilizan la técnica de la envolvente de datos, dado que esta última técnica capta como ineficiencia el efecto de variables que no están bajo el control de las empresas (fluctuaciones aleatorias)<sup>20</sup>. No obstante, también son inferiores a los obtenidos por Lozano (1995a) utilizando la aproximación de frontera gruesa.

Un hecho relevante a destacar es la mayor dispersión de los niveles de ineficiencia en el caso de la banca nacional, así como el aumento de dicha dispersión en el período analizado tanto en el caso de la banca como en el de las cajas de ahorros, no habiéndose producido convergencia en dichos niveles de ineficiencia<sup>21</sup>.

La evolución temporal de los niveles medios de ineficiencia muestra cómo la desregulación en la que ha estado inmerso el sector bancario español en el período de tiempo analizado no se ha traducido en mejoras en los niveles de eficiencia, siendo este resultado común a los obtenidos en Lozano (1995a) y Grifell y Lovell (1995 y 1996). Asimismo, y al igual que en estos trabajos, no se observa ninguna tendencia definida en el comportamiento de la eficiencia a lo largo del tiempo.

El Cuadro 3 muestra los niveles de ineficiencia obtenidos para grupos de bancos y cajas de distintos tamaños. Así, tomando como variable de estratificación el tamaño del activo (en pesetas constantes), los resultados no permiten inferir ninguna relación entre la ineficiencia y el tamaño de producción en el caso de las cajas de ahorros, si bien en el caso de la banca comercial los niveles de ineficiencia son inferiores conforme aumenta el tamaño de producción a excepción de los bancos más grandes. Asimismo, para todos los tamaños la ineficiencia de las cajas es inferior a la de los bancos, por lo que se refuerza el resultado obtenido anteriormente referido al total del sector.

## 5. Economías de escala, progreso técnico y productividad

Como ponen de manifiesto Berger *et al.* (1993), desde un punto de vista teórico los conceptos de economías de escala y de cambio técnico están refe-

<sup>19</sup> Grifell *et al.* (1992) constatan la enorme variabilidad de resultados en la medición de la eficiencia según las definiciones del output bancario. A este respecto, se ha analizado la sensibilidad de los resultados considerando definiciones alternativas del output bancario. En relación al output  $Y_2$ , y a sugerencia de un evaluador, se han considerado dos especificaciones alternativas: a) descomponiendo  $Y_2$  en créditos sobre clientes más valores de renta fija, por un lado, y entidades de crédito, por otro; b) descomponiendo  $Y_2$  en sus tres componentes. Los resultados obtenidos en términos de los parámetros estimados, significatividad y niveles de ineficiencia, muestran que los resultados son robustos. En relación al output  $Y_1$ , no es posible probar especificaciones alternativas por los motivos señalados en la nota 13.

<sup>20</sup> Estas diferencias son más acusadas si se tiene en cuenta que las ineficiencias estimadas en otros trabajos son de carácter técnico, mientras que al estimar una función de costes estamos estimando ineficiencias económicas que incluyen tanto las de carácter técnico como las de carácter asignativo.

<sup>21</sup> Estos resultados coinciden con los obtenidos recientemente por Grifell y Lovell (1995).

CUADRO 3  
Ineficiencias por tamaño de activo

Tamaños (miles de millones)	Inef. Bancos	Números Bancos (Observaciones)	Inef. Cajas	Número cajas (Observaciones)
0-150	0.0916	74 (369)	0.0593	62 (413)
150-300	0.0942	28 (81)	0.0535	29 (141)
300-450	0.0840	12 (28)	0.0062	10 (27)
450-600	0.0933	9 (25)	0.0661	11 (27)
600-750	0.0776	8 (11)	0.0691	10 (22)
750-1.000	0.0773	3 (7)	0.0604	5 (8)
+1.000	0.1129	11 (43)	0.0576	5 (21)
Media	0.0929	145 (564)	0.0589	132 (659)

ridos a la función frontera. En el caso de las economías de escala, la utilización de datos correspondiente a empresas no eficientes puede confundir las ineficiencias de escala con las ineficiencias-X. En el caso de medir el progreso técnico mediante la estimación de funciones medias, la medición del progreso técnico está sesgada en la medida que confunde el cambio técnico (desplazamiento de la frontera) con las fluctuaciones de la ineficiencia que alteran la distancia a la frontera.

En el caso de la estimación de economías de escala, los estudios realizados hasta ahora en el caso español, o bien estiman funciones de producción o costes medias (Fanjul y Maravall (1985), Raymond y Repilado (1991)), o bien estiman funciones de producción o costes frontera aplicando el modelo de efectos fijos (Doménech (1993), Maudos (1994)) que, como ponen de manifiesto Bauer y Hancock (1993), Berger (1993), Galthon *et al.* (1992) y Simar (1992), genera estimaciones poco creíbles de la eficiencia<sup>22</sup>.

En el caso de la estimación del progreso técnico, algunos de los estudios realizados adolecen de los mismos problemas comentados en el párrafo anterior. Así, en Maudos (1994) y Maudos *et al.* (1995), se analiza el progreso técnico de las cajas de ahorros en el período 1988-1991 y 1985-1994, respectivamente, mediante la estimación de un modelo de efectos fijos.

Por este motivo, en base a la estimación de la función de costes mediante la aproximación de frontera estocástica, vamos a analizar las economías de escala y el progreso técnico en las cajas y bancos del sector bancario español.

Las economías de escala pueden ser medidas como aquellas reducciones de coste medio que se experimentan cuando, en producción conjunta, se incre-

<sup>22</sup> La aplicación del modelo de efectos fijos implica considerar una frontera de carácter determinista, por lo que es razonable obtener elevados niveles de ineficiencia en comparación con las aproximaciones estocásticas (Schmidt *et al.* (1984)-y Cornwell *et al.* (1990)).

mentan proporcionalmente todos los outputs. Así, la estimación de las economías de escala se realiza mediante la siguiente expresión:

$$EE = \sum_{k=1}^2 \frac{\partial \text{Ln} C_{iT}}{\partial \text{Ln} Y_{kiT}} = \sum_{k=1}^2 \alpha_k + \sum_{k=1}^2 \sum_{j=1}^2 \alpha_{kj} \text{Ln} Y_{jiT} + \sum_{k=1}^2 \sum_{j=1}^3 \lambda_{kj} \text{Ln} P_{jiT} + \sum_{k=1}^2 \sigma_{TK} T, \quad [5]$$

donde un valor de  $EE$  menor o mayor que la unidad indicará, respectivamente, la existencia de economías o deseconomías de escala<sup>23</sup>.

En el caso del progreso técnico, la estimación se realiza mediante el cómputo de la siguiente expresión:

$$PT = \frac{\partial \text{Ln} C_{iT}}{\partial T} = \sigma_T + \sigma_{TT} T + \sum_{k=1}^2 \sigma_{TK} \text{Ln} Y_{kiT} + \sum_{j=1}^3 \sigma_{jT} \text{Ln} P_{jiT}, \quad [6]$$

que recoge el cambio porcentual en los costes de producción como consecuencia de cambios en la tecnología, manteniendo constante el resto de determinantes de la función de costes. Así, existirá progreso o regreso técnico cuando el valor de  $PT$  sea menor o mayor que cero, respectivamente.

CUADRO 4  
Economías de Escala ( $EE$ )

Tamaños (miles de millones)	Bancos	Cajas
0-150	0.9771***	0.9757***
150-300	0.9929	0.9684***
300-450	0.9986	0.9774***
450-600	1.0013	0.9761***
600-750	1.0094	0.9669***
750-1.000	1.0083	0.9621***
+1.000	1.0176	0.9631***
Media	0.9856**	0.9734***

\*\*\* Significativo al 1%

\*\* Significativo al 5%

• Significativo al 10%

Los Cuadros 4 y 5 muestran los valores estimados de las economías de escala (expresión [5]) y del cambio técnico (expresión [6]) evaluados en los valores medios de la muestra<sup>24</sup>. En el caso de las economías de escala de la ban-

<sup>23</sup> Dado que en la función de costes estimada no se ha incluido como variable explicativa el número de oficinas, las economías estimadas son a nivel de empresa.

<sup>24</sup> Los resultados son prácticamente similares en caso de utilizar los valores medios de las variables correspondientes a las entidades eficientes, considerando eficientes aquellas empresas con niveles de ineficiencia inferiores en más de un 50% a la media de cada grupo.

ca comercial, los resultados muestran la existencia de una curva de costes medios en forma de  $U$ , ya que existen ligeras economías de escala de alrededor del 2% para los bancos más pequeños, rendimientos constantes a escala para los bancos de tamaño intermedio, y deseconomías de escala, si bien no estadísticamente significativas, inferiores al 2% en los bancos más grandes de la muestra. En el caso de las cajas de ahorros, los resultados indican la presencia de economías de escala en la totalidad de los subgrupos en los que se ha estratificado la muestra. Los resultados medios obtenidos para los dos grupos de entidades (0.9856 en el caso de la banca y 0.9734 en el caso de las cajas) son muy similares a los obtenidos en Lozano (1995a) aplicando la aproximación de frontera gruesa<sup>25</sup>.

CUADRO 5  
Progreso técnico (PT)

Tamaños (miles de millones)	Bancos	Cajas
0-150	-0.0142***	-0.0201***
150-300	-0.0192***	-0.0224***
300-450	-0.0204***	-0.0176***
450-600	-0.0221***	-0.0198***
600-750	-0.0218***	-0.0224***
750-1.000	-0.0252***	-0.0227***
+1.000	-0.0268***	-0.0231***
Media	-0.0168***	-0.0207***

- \*\*\* Significativo al 1%
- \*\* Significativo al 5%
- \* Significativo al 10%

En relación al progreso técnico (Cuadro 5), los resultados muestran la existencia de progreso técnico en ambos grupos de instituciones, habiéndose reducido anualmente los costes totales de producción en torno al 1,68% en el caso de los bancos y del 2,07% en el caso de las cajas de ahorros como consecuencia del progreso técnico. Asimismo, se observan tasas de crecimiento del progreso técnico superiores en el caso de las grandes empresas<sup>26</sup>.

En el caso de las cajas de ahorros, la existencia de progreso técnico coincide con los resultados obtenidos en Alvarez (1994), Maudos (1994), Pastor

<sup>25</sup> Los resultados son muy similares si se estima una función de costes no-frontera, avalando este resultado la conclusión obtenida en otros trabajos (Berger y Humphrey (1991), Bauer, Berger y Humphrey (1993), Mester (1993) y McAllister *et al.* (1993)), en los que se encuentran pequeñas diferencias en la estimación de economías de escala sobre y fuera de la frontera.

<sup>26</sup> Al igual que en el caso de las economías de escala no se observan diferencias importantes en las tasas de progreso técnico estimadas cuando se estima una función de costes medios en lugar de una frontera. Este resultado coincide con los obtenidos por Humphrey (1993).

(1995), Grifell y Lovell (1995) y Maudos *et al.* (1995), estando en contradicción con los obtenidos en Grifell y Lovell (1996) y Lozano (1995a). En el caso de Grifell y Lovell (1996), el diferente resultado puede deberse, sobre todo, a los distintos outputs especificados. Concretamente, el vector de output especificado en Grifell y Lovell (1996) consiste en el número de cuentas de distintos tipos de depósitos y préstamos sin tener en cuenta su tamaño. Como pone de manifiesto Pastor (1995), teniendo en cuenta el proceso de concentración de cuentas que se ha producido en el sector bancario español tras la guerra del pasivo a partir de 1989 y que ha provocado una disminución o un menor crecimiento de las mismas, los resultados pueden estar sesgados hacia la existencia de regreso técnico.

En el caso de la banca comercial, los resultados son contrarios a los obtenidos en Lozano (1995a) y Pastor (1995). Además de las diferentes aproximaciones utilizadas a la función frontera varias pueden ser las justificaciones de estas diferencias.

Lozano (1995a) estima una función de costes en la que, si bien los outputs especificados (en el caso de los depósitos y de los préstamos) aparecen en términos reales, los costes y los precios de los inputs aparecen en términos nominales. Con dicha especificación, dado que los costes nominales crecen más deprisa que el output real (dado que los costes no han sido deflactados), una menor proporción de los costes son absorbidos por la variación del output (que crece más despacio al haber sido deflactado), por lo que una mayor proporción de crecimiento de los costes vendrá recogida por la evolución de la dummy tendencial.

Habiendo estimado el desplazamiento de la función de costes debido al progreso técnico ( $PT$ ), los movimientos a lo largo de la función de costes debido a las economías de escala ( $EE$ ) y los cambios en la ineficiencia de los bancos y cajas de ahorros ( $u$ ), es inmediato estimar la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores ( $PTF$ ) a través de la siguiente expresión<sup>27</sup>:

$$P\dot{T}F = -PT + (1 - EE) \dot{Y} - \dot{u}, \quad [7]$$

donde  $\dot{Y}$  es la tasa de crecimiento del output ponderada por la elasticidad de los costes ante variaciones en el output.

El Cuadro 6 muestra la tasa anual de crecimiento de la productividad total de los factores, así como la contribución del progreso técnico, de las economías de escala y de la ineficiencia a dicho crecimiento. En el subsector de las cajas de ahorros se ha producido un crecimiento de la productividad global de los factores del 2.03% anual como consecuencia principalmente de la contribución positiva del progreso técnico (2.07%) y, en muy escasa medida, de las economías de escala (0.31%). En el caso de las ineficiencias- $X$ , se han producido moderadas pérdidas de eficiencia en el período analizado.

<sup>27</sup> Véase Bauer, Berger y Humphrey (1993) y Esho *et al.* (1995).

CUADRO 6  
Productividad total de los factores (*PTF*)  
(tasa de crecimiento anual)

	Bancos	Cajas
Progreso técnico ( <i>PT</i> )	-1.684%	-2.071%
Economías de escala ( $1-EE$ ) $\dot{Y}$	-0.031%	0.312%
Ineficiencia ( <i>u</i> )	2.334%	0.345%
Productividad Total de los Factores	-0.681%	2.038%

En el caso de la banca comercial, se ha producido una caída en la productividad total de los factores del 0.68% anual a pesar de la existencia de progreso técnico del 1.68% anual. Dicha caída ha sido consecuencia principalmente de la fuerte reducción en el nivel de eficiencia en el año 1994. Así, en el período 1985-93 la *PTF* creció a un ritmo del 1.48% anual<sup>28</sup>.

Estos resultados coinciden con los obtenidos en el análisis de la productividad del sector bancario español realizado por Pérez y Pastor (1994) mediante la aproximación no paramétrica de números índices<sup>29</sup>. Concretamente, estos autores muestran cómo las cajas de ahorros tienen una *PTF* superior a la de la banca nacional, siendo el comportamiento de la *PTF* tanto en cajas como en bancos creciente en el período de tiempo analizado (1986-92 en cajas y 1987-92 en bancos).

## 6. Conclusiones

Si bien tradicionalmente los estudios que analizaban la eficiencia del sector bancario se centraban exclusivamente en el análisis de la eficiencia de escala y de gama, muy recientemente la investigación se ha centrado en el análisis de la ineficiencia- $X$  o desviaciones de la frontera eficiente. De hecho, los estudios hasta ahora realizados muestran que mientras que las ineficiencias de escala y de gama no representan más de un 5% de los costes, las ineficiencias- $X$  representan valores muy superiores (en torno a un valor medio del 20%). Lo que estos resultados sugieren es que las ganancias de eficiencia derivadas de las mejoras de gestión y organización son superiores a las derivadas de la consecución de un tamaño eficiente de producción.

En el caso español, los estudios hasta ahora realizados se han basado mayoritariamente en la estimación de funciones frontera de carácter determinista en las que se supone que toda la desviación de la posición de una empresa

<sup>28</sup> Si bien tanto en cajas como en bancos existen economías de escala (véase Cuadro 4), el distinto signo de su contribución a la *PTF* en cajas y bancos que aparece en el Cuadro 6 tiene su origen en el distinto signo de la variación en la cantidad de output.

<sup>29</sup> Dicha aproximación presenta el problema de que ignora la eficiencia en el cómputo de la productividad (véase Grosskopf (1993)).

respecto a la frontera de producción se debe exclusivamente a la ineficiencia, por lo que las estimaciones de la misma pueden estar sesgadas al alza al captar como tal el efecto de variables que no están bajo el control de las empresas. Por este motivo, el objetivo principal de este trabajo ha sido evaluar la eficiencia del sector bancario español utilizando una aproximación de frontera estocástica con objeto de aislar la influencia de factores distintos a la ineficiencia.

En este contexto, los resultados obtenidos mediante la estimación de una frontera estocástica de costes avalan los resultados obtenidos en otros trabajos en relación a la mayor importancia de la ineficiencia-X en relación a la ineficiencia de escala. Concretamente, en este trabajo las máximas ineficiencias de escala estimadas no sobrepasan el 4% de los costes totales de producción, mientras que la ineficiencia-X media más alta estimada alcanza un valor del 11%. Asimismo, y al igual que otros trabajos referidos al caso español que utilizan otras aproximaciones a la estimación de funciones frontera, los resultados obtenidos muestran cómo el sector de las cajas de ahorros experimenta niveles de ineficiencia inferiores a los correspondientes a la banca nacional. No obstante, los niveles de ineficiencia estimados son inferiores a los obtenidos en los trabajos que utilizan la aproximación del análisis de envolvente de datos.

El comportamiento de los niveles de ineficiencia en el período de tiempo analizado no muestra ninguna tendencia definida, si bien no se han producido mejoras de eficiencia tras la progresiva desregulación del sector bancario español. Este último resultado está en concordancia con los obtenidos tanto en otros trabajos referidos al caso español como a otros países, por lo que la desregulación de un sector no implica necesariamente ganancias de eficiencia en la producción.

Por otra parte, la estimación del progreso técnico mediante el desplazamiento de la función de costes frontera a lo largo del tiempo, muestra la existencia de progreso técnico en el período analizado tanto en el caso de la banca como en el de las cajas de ahorros.

Los resultados obtenidos muestran la existencia de pequeñas diferencias en las economías de escala y en el progreso técnico estimados cuando se utilizan funciones medias en lugar de funciones frontera, avalando este resultado las conclusiones alcanzadas en otros trabajos referidos al sector bancario estadounidense.

La tasa de crecimiento de la productividad total de los factores obtenida como suma de la tasa de crecimiento del progreso técnico, de las economías de escala y de la eficiencia muestran cómo las cajas de ahorros han experimentado un crecimiento de la PTF del 2.04% anual como consecuencia, sobre todo, de la contribución positiva del progreso técnico. Por el contrario, la banca comercial ha experimentado una caída en la PTF como consecuencia de la fuerte caída en los niveles de eficiencia en 1994, y ello a pesar de la contribución positiva del progreso técnico.



La comparación de los resultados obtenidos en este trabajo con los obtenidos en otros trabajos anteriores referidos al caso español muestra en algunos casos cómo la aproximación a la estimación de la función frontera afecta considerablemente a los resultados obtenidos, siendo este el principal problema al que se enfrenta este tipo de análisis en la actualidad. Desgraciadamente, las distintas técnicas presentan sus propias ventajas e inconvenientes, por lo que no hay ningún criterio a priori para elegir entre una u otra aproximación a la medición de la eficiencia.

## Apéndice

CUADRO A1  
Parámetros estimados  
(1985-94)

Parámetros	Cajas	Bancos
$\alpha_0$	9.9291***	10.375***
$\beta_1$	0.1829***	-0.0041
$\beta_2$	0.7587***	0.9768***
$\beta_{21}$	-0.3274**	0.7815***
$\beta_{13}$	0.0969*	-0.0511**
$\beta_{23}$	-0.0409	0.0681***
$\alpha_1$	0.2569	0.3365**
$\alpha_2$	0.7102***	0.6883***
$\alpha_{11}$	3.1856***	0.0025
$\alpha_{22}$	3.1067***	0.0848
$\alpha_{12}$	-3.1501	-0.0505
$\lambda_{11}$	0.2707	0.8517***
$\lambda_{12}$	-0.3012	-0.9051***
$\lambda_{21}$	-0.2764	-0.8042***
$\lambda_{22}$	0.3537	0.8449***
$\sigma_T$	-0.0346***	-0.0319***
$\sigma_{TT}$	0.0018**	0.0020**
$\sigma_{T1}$	0.0481	-0.0145
$\sigma_{T2}$	-0.0489	0.0109
$\sigma_{1T}$	0.0111	0.0351***
$\sigma_{2T}$	-0.0061	-0.0343***
Núm. obs.	659	564
Log-ver.	756.6378	382.0760
$\sigma_u^2$	0.00545	0.0138
$\sigma_v^2$	0.00394	0.0120
$\sigma_u/\sigma_v$	1.1758	1.2584
	(0.1788)	(7.877)
$\sigma_v^2 + \sigma_u^2$	0.0969	0.1549
	(10.276)	(16.139)

\*\*\* Significativo al 1%.

\*\* Significativo al 5%.

\* Significativo al 10%.

## Referencias

- Aigner, A.; Lovell, C. A. K. y Schmidt, P. (1977): «Formulation and estimation of stochastic frontier production function models», *Journal of Econometrics* 86, pp. 21-37.
- Alvarez, R. (1994): «Estimación y análisis de la eficiencia técnica de las cajas de ahorros a través de un modelo flexible», ponencia presentada en el Workshop sobre Eficiencia y Banca, 1-2 de diciembre, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE).
- Batesse, G. E. y Coelli, T. J. (1992): «Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India», *Journal of Productivity Analysis* 3, pp. 153-169.
- Bauer, P. (1990): «Recent developments in the econometric estimation of frontiers», *Journal of Econometrics* 46, pp. 39-56.
- Bauer, P. W.; Berger, A. and Humphrey, D. (1993): «Efficiency and productivity growth in U.S. banking», en *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Harold, O. Fried, C. A. K. Lovell y Shelton, S. Schmidt (eds.), Oxford, Oxford University Press, pp. 386-413.
- Bauer, P. W. y Hancock, D. (1993): «The efficiency of the federal reserve in providing check processing services», *Journal of Banking and Finance* 17, pp. 287-311.
- Berger, A. N. y Humphrey, D. (1991): «The dominance of inefficiency over scale and product mix economies in banking», *Journal of Monetary Economics* 28, pp. 117-148.
- Berger, A. N. y Humphrey, D. (1992): «Measurement and efficiency issues in commercial banking», en Zvi Griliches (ed.), *Output Measurement in the Service Sectors*, National Bureau of Economic Research, Chicago, University of Chicago Press.
- Berger, A. N.; Hunter, W. C. y Timme, S. G. (1993): «The efficiency of financial institutions», *Journal of Banking and Finance* 17, pp. 219-249.
- Berger, A. N. (1993): «Distribution-free estimates of efficiency in the U.S. banking industry and test of the standard distributional assumptions», *Journal of Productivity Analysis* 4, pp. 261-292.
- Cornwell, C. P.; Schmidt, P. y Sickles, R. C. (1990): «Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels», *Journal of Econometrics* 46, pp. 185-200.
- Cummins, J. D. y Weiss, M. A. (1993): «Measuring cost efficiency in the property-liability insurance industry», *Journal of Banking and Finance* 17, pp. 463-481.
- Doménech, R. (1992): «Medidas no paramétricas de eficiencia en el sector bancario español», *Revista Española de Economía* 9, pp. 171-196.
- Doménech, R. (1993): «Funciones de costes para la banca española: un análisis con datos de panel», *Investigaciones Económicas* 17, pp. 263-284.
- Esho, N. y Sharpe, I. G. (1995): «Long-run estimates of technical change and scale economies in a dynamic framework: Australian permanent building societies: 1974-1990», *Journal of Banking and Finance* 19, pp. 1135-1326.
- Fanjul, O. y Maravall, F. (1985): *La Eficiencia del Sector Bancario Español*, Alianza Editorial, Madrid.
- Farrel, M. (1957): «The measurement of productive efficiency», *Journal of the Royal Statistical Society (A, general)* 120, pp. 253-281.
- Ferrier, G. y Lovell, C. A. K. (1990): «Measuring cost efficiency in banking: Econometric and linear programming evidence», *Journal of Econometrics* 46, pp. 229-245.
- Galthon, H. y Perelman, S. (1992): «Measuring technical efficiency in European railways: A panel data approach», *Journal of Productivity Analysis* 3, pp. 135-151.

- Green, W. M. (1993): «The econometric approach to efficiency analysis», en Harold O. Fried, C. A. K. Lovell y Shelton S. Schmidt, Oxford (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*. Oxford University Press, pp. 68-119.
- Graboski, R.; Ranga, N. y Rezvanian, R. (1994): «The effect of deregulation on the efficiency of U.S. banking firms», *Journal of Economics and Business* 46, núm. 1, pp. 39-55.
- Grifell, E.; Prior, D. y Salas, V. (1992): «Eficiencia frontera y productividad en las cajas de ahorros españolas», Documento de Trabajo 92/1992, Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social.
- Grifell, E. y Lovell, C. A. K. (1995): «Estrategias de gestión y cambio productivo en el sector bancario español», *Papeles de Economía Española* 65, pp. 174-184.
- Grifell, E. y Lovell, C. A. K. (1996): «Deregulation and productivity decline: The case of Spanish savings banks», *European Economic Review* 40, pp. 1281-1303.
- Grosskopf, S. (1993): «Efficiency and productivity», en Harold O. Fried, C. A. K. Lovell y Shelton S. Schmidt (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford, Oxford University Press, pp. 160-194.
- Humphrey, D. (1992): «Flow versus stock indicators of banking output: Effects on productivity and scale economy measurement», *Journal of Finance Services Research* 6, pp. 115-15.
- Humphrey, D. (1993): «Cost and technical change: Effects from bank deregulation», *The Journal of Productivity Analysis* 4, pp. 9-34.
- Jondrow, J.; Lovell, C. A. K.; Materov, I. S. y Schmidt, P. (1982): «On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production models», *Journal of Econometrics* 19, pp. 233-238.
- Kumbhakar, S. C. (1990): «Production frontiers, panel data and time-varying technical efficiency», *Journal of Econometrics* 46, pp. 201-211.
- Lee, Y. H. y Smith, P. (1993): «A production frontier model with flexible temporal variation in technical inefficiency», en Harold O. Fried, C. A. K. Lovell y Shelton S. Schmidt (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford, Oxford University Press, pp. 237-255.
- Leibenstein, H. (1966): «Allocative efficiency vs. "X-efficiency"», *American Economic Review* 56, pp. 392-415.
- Lovell, C. A. K. (1993): «Production frontiers and productive efficiency», en Harold O. Fried, C. A. K. Lovell y Shelton S. Schmidt (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford, Oxford University Press, pp. 3-67.
- Lozano, A. (1995a): «Efficiency and technical change for Spanish banks», Documento de Trabajo, Universidad de Málaga.
- Lozano, A. (1995b): «Profit efficiency for Spanish savings banks», Documento de Trabajo, Universidad de Málaga.
- McAllister, H. y McManus, D. (1993): «Resolving the scale efficiency puzzle in banking», *Journal of Banking and Finance* 17, pp. 389-405.
- Maudos, J. (1994): «Cambio tecnológico, costes y economías de escala en las cajas de ahorros», *Papeles de Economía Española* 58, pp. 126-140.
- Maudos, J.; Pastor, J. M. y Quesada, J. (1995): «Technical progress in the Spanish banking», en Jack Revell (ed.), *The Recent Evolution of Financial System*, MacMillan, en prensa.
- Meeusen, W. y Van den Broeck, J. (1977): «Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed error», *International Economic Review* 18, pp. 435-444.
- Mester, L. J. (1993): «Efficiency in the savings and loan industry», *Journal of Banking and Finance* 17, pp. 267-286.

- Pastor, J. M. (1995): «Eficiencia, cambio productivo y cambio técnico en los bancos y cajas de ahorros españolas: Un análisis de la frontera no paramétrico», *Revista Española de Economía* 12, pp. 35-73.
- Pérez, F. y Pastor, J. M. (1994): «La productividad del sistema bancario español (1986-1992)», *Papeles de Economía Española* 58, pp. 62-87.
- Prior, D. y Salas, V. (1994): «Eficiencia técnica de las cajas de ahorros españolas y sus factores determinantes», *Papeles de Economía Española* 58, pp. 141-161.
- Raymond, J. L. y Repilado, A. (1991): «Análisis de las economías de escala en el sector cajas de ahorros», *Papeles de Economía Española* 47, pp. 87-107.
- Schmidt, P. y Sickles, R. C. (1984): «Production frontiers and panel data», *Journal of Business and Economics Statistics* 2, pp. 367-374.
- Simar, L. (1992): «Estimating efficiencies from frontier models with panel data: A comparison of parametric, non-parametric and semi-parametric methods with bootstrapping», *Journal of Productivity Analysis* 3, pp. 171-203.

## Abstract

The aim of this paper is to analyse the efficiency, technical progress and productivity of the Spanish banking sector estimating a stochastic cost frontier. We analyse the behaviour of scale and X-inefficiency, as well as the effect of the technical change on the total costs of the savings and commercial banks over the period 1985-94. The results show that the X-inefficiency dominates the scale-inefficiency, being savings banks more efficient than commercial banks. Finally, the results show the existence of technical progress in banks and savings banks, although productivity only increases in the savings banks sector as a consequence of the negative contribution of inefficiency in the case of the commercial banks.

*Recepción del original, febrero de 1996*  
*Versión final, septiembre de 1996*