

LA EFICIENCIA EN EL SECTOR DE CRÉDITO COOPERATIVO EN ESPAÑA.

M^a Amparo Marco Gual; Ismael Moya Clemente
Universitat Jaume I

RESUMEN

El objetivo del presente trabajo es analizar la eficiencia en el sector de crédito cooperativo español durante el período 1988-96, utilizando para ello la metodología de frontera estocástica de costes. Se ha estimado una función de costes Translog con tres outputs y tres inputs para medir la eficiencia en función del tiempo y del tamaño, siendo una de las principales conclusiones la relación positiva entre eficiencia y tamaño. Se observa como en este intervalo de tiempo no se ha producido una reducción importante en el nivel de ineficiencia, por lo tanto la desregulación e internacionalización a las que se han visto sometidas las entidades bancarias en general no ha tenido un gran efecto en el sector de crédito cooperativo.

INTRODUCCIÓN.

El sector de crédito cooperativo español se diferencia del resto de entidades bancarias por su naturaleza jurídica de carácter cooperativo, lo que significa que legalmente tienen limitadas sus actividades con terceros al 50% de sus recursos totales. Esta característica de las cooperativas de crédito junto con el hecho particular de su actividad principal que es la financiación de la actividad agraria, en muchos casos sin competencia, son ambas características exclusivas y diferenciadoras de este sector. A nivel cuantitativo, las cooperativas de crédito representan el 3,52% del Balance del sector bancario en España en 1997. En lo que respecta a la partida de créditos concedidos su cuota de mercado es del 4,35% y en la cifra de depósitos su participación asciende al 6,92% en el mismo año. Entre los trabajos que estudian aspectos económicos del cooperativismo se pueden destacar García-Gutiérrez et al. (1993), Palomo, (1995) y Peñaranda, (1996), este último en el campo de la eficiencia.

En el presente trabajo se analiza la eficiencia de las cooperativas de crédito en España durante el período 1988-96, mediante la metodología de frontera de costes estocástica. Esta metodología se ha elegido por dos motivos: el primero, por ser la más utilizada en la mayoría de las investigaciones sobre eficiencia en banca; y el segundo, porque la metodología no paramétrica, concretamente DEA, encuentra niveles mayores de ineficiencia que las aproximaciones paramétricas (Maudos, 1996). Se emplea una función de coste Translog con tres inputs y tres outputs. Los outputs incluyen los créditos concedidos, inversiones crediticias y otras entidades de crédito y las cuentas de orden.

LA MEDIDA DEL OUTPUT ELEGIDA Y LOS INPUTS EMPLEADOS.

No existe un consenso respecto al tratamiento de la variable que define el output bancario. Por lo tanto, entre las distintas medidas para identificar y cuantificar el output bancario, se ha considerado como más adecuada la utilización de una medida "stock", adoptándose el enfoque de intermediación en la modelización de la actividad bancaria. Esta postura está respaldada conceptualmente por la utilización de los depósitos como inputs y no como outputs, como hace el enfoque de la producción, ya que los bancos no "venden" sino que "compran" depósitos que serán utilizados junto a otros fondos para producir créditos e inversiones (Sealey y Lindley, 1977).

Otro problema surge al determinar el número de outputs adecuado para la medición de la producción bancaria. Tal 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 del activo, pudiendo definirse mediante varias variables de naturaleza distinta. Tampoco existe consenso en este tema existiendo una amplia gama de posibilidades, todas ellas tratadas en los numerosos estudios realizados al respecto, siendo más utilizado el que considera como outputs los préstamos y los valores negociables.

Por tanto, mientras continúa la discusión de la definición de los outputs utilizados en los estudios de eficiencia en costes, en este estudio se sigue con la línea de la tradicional aproximación de la intermediación propuesta por Sealey y Lindley (1977), donde los inputs trabajo, capital físico y depósitos se utili-

zan para producir activos productivos. Este tipo de producción, es básicamente análoga a la de la empresa de manufacturas, donde un departamento de producción ofrece un output que se utiliza directamente como input en otro proceso, terminando este proceso en el output final de la empresa, que en este caso en particular, son los activos productivos. Siguiendo esta aproximación, el output de la empresa financiera se produce con los inputs capital, trabajo, materiales y fondos prestados, estando los fondos prestados “producidos” por otras operaciones generadas por la misma empresa.

En el presente trabajo se han considerado como outputs de las cooperativas de crédito, además de las inversiones crediticias y la cartera de títulos, la partida “entidades de crédito”, que aunque no es una partida altamente remunerada dentro del balance de estas entidades, sí posee un volumen importante dentro de su activo.

Además, se incluye como tercer output la partida del balance denominada “cuentas de orden”, que aunque técnicamente no es un activo productivo sí constituye una creciente fuente de ingresos para las entidades de depósito, por lo que debe ser utilizado cuando se modelan las características de costes de estas entidades, ya que de otra forma el output total no se podría explicar (Jagtiani y Khanthavit, 1996). Por otro lado, a pesar de que en España todavía no se ha utilizado esta variable en el análisis del sector bancario, sí está siendo empleada habitualmente en trabajos sobre la eficiencia en la banca en otros países. En consecuencia, el output en las cooperativas de crédito se medirá a través de las siguientes variables: Inversiones crediticias (IC); Otros activos (OA), que incluye la cartera de títulos y entidades de crédito; Cuentas de orden (CO).

Se considera esencial en el estudio de la eficiencia en el sector bancario utilizar como concepto de costes adecuado a la hora de medir la productividad bancaria, los costes totales, es decir, los costes operativos y los costes financieros, por lo que los inputs utilizados para la obtención de los anteriores outputs serán el trabajo, el capital físico y los depósitos. Teniendo en cuenta el enfoque adoptado, es necesario obtener el precio de los inputs utilizados en el proceso de producción para calcular la eficiencia de las cooperativas de crédito. De este modo, los precios de los inputs serán:

- Trabajo, cuyo precio (PE) se cuantifica mediante el ratio, *gastos de personal/empleados*.
- Capital, que no corresponde con el capital social de la empresa, sino con el capital físico con el que se realiza la producción, es decir, el inmovilizado material. El precio de este input se calcula mediante el ratio, *(gastos de administración - gastos de personal)/inmovilizado*.
- Depósitos, que son los “materiales” o materia prima con la que se realizan o producen los outputs. El precio de este factor se calcula mediante el ratio *costes financieros/depositos*.

Se han introducido efectos temporales, mediante una variable *dummy*, para captar las posibles mejoras en la eficiencia no debidas a cambios en las variables precedentes. Su consideración recogerá si el efecto de acercamiento de las empresas ineficientes hacia las eficientes (*catching-up*) es significativo.

MODELO SELECCIONADO PARA LA ESTIMACIÓN DE LA FRONTERA EFICIENTE.

Entre las distintas metodologías existentes para la estimación de fronteras eficientes se ha decidido utilizar una técnica paramétrica, debido a que los niveles de ineficiencia varían en un intervalo más reducido que en las no paramétricas, y en concreto, en la metodología DEA¹.

Las medidas de ineficiencia se estiman utilizando la frontera estocástica de costes, dado que esta técnica es la más utilizada en los trabajos sobre eficiencia en las entidades bancarias. Esta aproximación clasifica una entidad como ineficiente cuando sus costes son más elevados que los determinados por la frontera eficiente de producción bancaria, con la misma combinación de output-input, no pudiéndose explicar la diferencia por factores aleatorios o ruido estadístico. La frontera de costes se obtiene estimando una función de costes con una composición del término de error o residuo, que es la suma, por un lado, de un error con una función de distribución de dos colas, que representa las fluctuaciones aleatorias en costes y, por otro, por un término de error con una función de distribución con una sola cola positiva, que representa la ineficiencia.

Ferrier y Lovell (1990), mostraron que las medidas de ineficiencia para cada empresa se pueden estimar utilizando la frontera estocástica con una ecuación simple, tal como fue introducida por Aigner *et al.* (1977), Meeusen y Van den Broeck (1977) y Battese y Corra (1977), y que se puede definir según la expresión 1:

¹ Los niveles de ineficiencia obtenidos con técnicas paramétricas varía entre el 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% (Maudos, 1996).

$$TC = TC(O_i, P_i) + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde TC es el coste total, O_i es el vector de outputs y P_i es el vector de precios de los inputs.

Siguiendo a Aigner *et al.* (1977), se asume que el error o residuo de la función de costes es:

$$\varepsilon = u + v \quad (2)$$

donde u y v están distribuidas de forma independiente. Normalmente, se asume que la distribución de u (ineficiencia) es *half-normal*, es decir, distribución positiva en un lado, recogiendo los efectos de la ineficiencia, ya que en el caso *normal-truncado* y *exponencial* son necesarios criterios de convergencia excesivamente elevados para asegurar la convergencia en el proceso iterativo de estimación (Maudos, 1996). Por otro lado, se asume que v (error aleatorio) tiene una distribución normal con dos colas, media cero y varianza σ^2 , recogiendo los efectos del ruido estadístico.

Las estimaciones de las observaciones específicas de la ineficiencia, u , se calculan usando la distribución del término de ineficiencia condicionado a la estimación del término de error compuesto, como fue propuesto por Jondrow *et al.* (1982), siendo la distribución condicionada para los modelos *half-normal* la que se muestra en la expresión 3:

$$E(u_i / \varepsilon_i) = \frac{\sigma\lambda}{1 + \lambda^2} \left[\frac{f(\varepsilon_i\lambda / \sigma)}{1 - F(\varepsilon_i\lambda / \sigma)} + \left(\frac{\varepsilon_i\lambda}{\sigma} \right) \right] \quad (3)$$

Donde $F(\cdot)$ y $f(\cdot)$ son la distribución y la función de densidad normal estándar, respectivamente. $E(u / \varepsilon)$ es un estimador insesgado e inconsistente de u_i , siendo la varianza del estimador distinta de cero (Green, 1993:80-82). Jondrow *et al.* (1982) han demostrado que la desviación típica de u y v se puede utilizar para medir la ineficiencia relativa de las entidades bancarias, donde $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$, es la medida de la variación de la ineficiencia debida al ruido para toda la muestra. La estimación de este modelo se realiza maximizando la función de máximo verosimilitud directamente (Olson, Schmidt y Waldman, 1980).

Una vez se ha realizado la elección de la aproximación a la frontera estocástica *half-normal*, se debe especificar la función de costes que se va a utilizar en el estudio. Para llevar a cabo el objetivo de este trabajo se ha utilizado una función de costes frontera translogarítmica por su mayor flexibilidad en relación a otras especificaciones y por ser la función utilizada en los trabajos que se han realizado a nivel nacional sobre bancos y cajas de ahorro, lo que permite realizar comparaciones de los resultados obtenidos.

Fundamentalmente, la función *Translog* es una aproximación cuadrática de las series de Taylor alrededor del punto de determinado. Entre sus principales ventajas destacan, por un lado, la no imposición de restricción alguna a priori sobre la elasticidad de sustitución entre inputs, que permite que la estimación de la función de costes tenga forma de "U", y por otro, permite una potencial complementariedad en costes a través de su especificación multiproducto. En este caso en concreto, la función *Translog* adopta la siguiente forma (4):

$$\begin{aligned} \ln TC = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln O_i + \sum_{i=1}^3 \beta_i \ln P_i + t_1 T + \\ & \frac{1}{2} \left[\sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} \ln O_i \ln O_j + \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} \ln P_i \ln P_j + t_{11} T^2 \right] + \\ & \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \rho_{ij} \ln O_i \ln P_j + \sum_{i=1}^3 \varphi_{it} \ln P_i T + \sum_{i=1}^3 \omega_{it} \ln O_i T + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

Donde,

$\ln TC$, es el logaritmo neperiano de los costes totales (costes financieros y operativos)

$\ln O_i$, es el logaritmo neperiano del output bancario

$\ln P_i$, es el logaritmo neperiano de los precios de los inputs

T , es el tiempo

$\alpha, \beta, \delta, \gamma, \theta, \psi, \rho, \omega$ y t son los coeficientes a estimar.

Dado que el teorema de la dualidad requiere que la función de costes sea linealmente homogénea en precios de los inputs, deben imponerse las siguientes restricciones a los parámetros de la función de costes en la ecuación (5):

$$\sum_{i=1}^3 \beta_i = 1 \quad \sum_{i=1}^3 \gamma_{ij} = 0 \quad \text{para todo } j;$$

$$\sum_{i=1}^3 \rho_{ij} = 0 \quad \text{para todo } j. \quad (5)$$

Los parámetros de segundo orden de la función de costes en la ecuación deben ser simétricos, así (6):

$$\delta_{ij} = \delta_{ji} \quad \text{para todo } i, j;$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \text{para todo } i, j. \quad (6)$$

La aplicación de los modelos frontera a datos de panel impone el supuesto poco atractivo de que la ineficiencia sea invariante en el tiempo, y teniendo en cuenta que el período objeto de análisis (1988-1996) ha sido un período de profunda transformación del sector bancario español, la estimación de la función de costes frontera se realiza no teniendo en cuenta dicho supuesto restrictivo, de forma que el término de error varía en el tiempo.

La frontera de costes se ha estimado utilizando el modelo de efectos aleatorios de datos de panel, dado que éste es preferible sobre el modelo de efectos fijos, ya que últimamente se está considerando que las especificaciones de este último modelo son más apropiadas si el estudio se centra en un conjunto muy específico de “N” empresas (Lang y Welzel, 1996; Balgati y Griffin, 1988; Cornwell, Schmidt y Sickles, 1990; Kumbhakar, 1993). Mas aún, si el número de empresas es elevado, el modelo de efectos fijos pierde una sustancial cantidad de grados de libertad (Baltagi, 1995).

BASE DE DATOS.

La muestra utilizada para el análisis de la eficiencia en el sector de crédito cooperativo está compuesta por observaciones de la totalidad de las cajas rurales existentes a lo largo del período 1988-1996, tratándose, por tanto de un panel de datos. La información utilizada se ha obtenido de las cuentas anuales de éstas entidades, recogidas en los Anuarios de la Unión Nacional de Cooperativas de Crédito (UNACC).

En el período considerado, se han producido una serie de fusiones y adquisiciones, a la vez que liquidaciones y transformaciones de la figura jurídica de algunas de las cajas rurales existentes a principios de 1988. Ante esta situación, se plantea el problema de decidir cuál es el mejor tratamiento que se puede dar a este aspecto, siendo las posibles soluciones (Álvarez, 1994):

- Eliminar todas aquellas entidades que se han visto implicadas en procesos de fusión, con la consiguiente pérdida de información.

- Agregación hacia atrás de los valores que toman las variables de las entidades que se fusionan, con lo que, de este modo, se obtendría una muestra homogénea a lo largo de todo el período utilizado en el análisis, es decir, un panel completo. Este modo de proceder, implica la utilización de empresas ficticias que pueden tener influencia a la hora de determinar la frontera eficiente.

- La tercera vía de solución sería la utilización de un panel incompleto, así las empresas que se fusionan desaparecen de la muestra y aparecen otras entidades que se consideran distintas a todos los efectos. De este modo, a medida que pasa el tiempo, irán desapareciendo entidades del panel que darán paso a otras de nueva creación. La utilización de un panel incompleto tiene sus limitaciones, ya que a la pérdida de datos hay que añadir la posibilidad de la desaparición de entidades debido a problemas de autoselección. Si la probabilidad de que las observaciones desaparezcan de la muestra esta correlacionada con la respuesta experimental, las técnicas estadísticas tradicionales proporcionarán estimaciones sesgadas e inconsistentes (Hsiao, 1992).

Por consiguiente, se ha decidido utilizar un panel incompleto, a pesar de sus limitaciones, dado que esta opción presenta la ventaja de que permite utilizar toda la información disponible. La muestra finalmente utilizada ha constado de 697 observaciones sobre las 762 iniciales, y que corresponden a las entidades que se recogen anualmente en la tabla 1.

TABLA 1. CAJAS RURALES ESTUDIADAS EN CADA AÑO.

AÑO	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
CAJAS RURALES	73	76	86	83	76	75	72	75	81

En el período de tiempo analizado se ha producido un cambio metodológico en la presentación de los balances y cuentas de resultados a partir de 1992, por lo que ha sido necesario homogeneizar la información anterior a dicho año para la obtención de las variables. La medición de las mismas se obtiene por los gastos a que dan lugar, lo que implícitamente lleva a suponer que todas las entidades se enfrentan a los mismos precios (Álvarez, 1994).

Para eliminar el efecto que la inflación pueda tener en el estudio, todas las variables se encuentran expresadas en millones de pesetas del año 1996. La conversión a pesetas constantes se ha realizado utilizando el deflactor implícito del PIB, dado que se trata de un estudio a nivel nacional.

RESULTADOS.

Los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en el análisis se encuentran recogidos en la tabla 2.

TABLA 2. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES (1988-1996).

VARIABLE	MEDIA	DESVIACIÓN TÍPICA	MÍNIMO	MÁXIMO	CASOS
IC	14.278,7662	25.169,3566	81,7104	258.022,000	697
OA	10.441,4121	12.901,6208	122,2386	77.417,9609	697
CO	11.173,2339	23.371,2911	7,0575	303.238,500	697
PE	5,2959	0,8291	2,0631	8,0785	697
PI	0,7323	0,3750	0,1426	2,4562	697
PD	0,0779	0,0212	0,0338	0,1375	697
COSTE TOTAL	2.500,6303	3.542,7295	52,6090	25.221	697

El valor medio del output inversiones crediticias (IC) en todo el período es de 14.278 millones de pesetas, siendo el valor mínimo 81 millones de pesetas y el valor máximo de 258.022 millones de pesetas, con una desviación típica de 25.169 millones de pesetas. El output otros activos (OA) tiene un valor medio en todo el período de 10.441 millones de pesetas y una desviación típica de 12.901 millones de pesetas, alcanzando un valor mínimo de 122 millones de pesetas y un valor máximo de 77.417 millones de pesetas. Por último, el output cuentas de orden (CO), obtiene un nivel medio de 11.173 millones de pesetas, con un nivel mínimo de 7 millones de pesetas y un nivel máximo de 303.238 millones de pesetas y una desviación típica de 23.371 millones de pesetas. Se puede observar que en todos los outputs existen valores superiores a la desviación típica, no existiendo ningún valor inferior a la misma, lo que indica una concentración de valores en torno a la media y no muy dispersa.

Por otro lado, el precio medio del input trabajo (PE) es de 5 millones de pesetas brutas por empleado, con un mínimo de 2 millones de pesetas por empleado y alcanzando un máximo de 8 millones de pesetas por empleado y una desviación típica de 0,829 millones de pesetas. El precio del input capital físico es, por término medio, de un 73% con una desviación típica de un 37,5%, siendo la retribución mínima de un 14% y la máxima de un 245%. El precio medio de los depósitos es de un 7%, siendo la retribución mínima de un 3% y la máxima un 13%, con una desviación del 2,12%. En los precios de los inputs también se puede apreciar cierta concentración en torno a la media, no existiendo gran dispersión, aunque aparecen precios fuera del intervalo marcado por la desviación típica.

Por último, el valor medio que toman los costes totales en el período de estudio es de 2.500 millones de pesetas, con un nivel mínimo de 52 millones de pesetas y un nivel máximo de 25.221 millones de pesetas y una desviación típica de 3.542 millones de pesetas, al igual que en los casos anteriores también existe concentración en los valores tomados por esta variable, existiendo valores por encima de la desviación típica.

Como se puede deducir de la tabla 2, la actividad principal de las cajas rurales y a la que dedican mayores recursos es a la concesión de préstamos, siendo las actividades de inversión en títulos y las de operaciones de avales y mercados secundarios menos importantes. Entre los precios de los inputs son destacables los precios del capital físico y de los empleados, ya que son mucho más elevados que el precio de los depósitos.

En la tabla 3 se muestran las características básicas de la estimación máximo verosímil de la función de costes utilizando un panel de 697 observaciones. También aparecen algunas características del modelo calculado por mínimos cuadrados ordinarios, que se realiza previamente al máximo verosímil.

Como se puede apreciar, el grado de ajuste por mínimos cuadrados ordinarios es del 99,41%, con 668 grados de libertad, indicando que el modelo es significativo, tomando la función de log-verosimilitud o test de la razón de verosimilitud, el valor de 703,0305, lo que indica su robustez. También se encuentran recogidas las componentes de la varianza del residuo, pudiéndose apreciar que en la variación de la ineficiencia total, la parte de la misma debida a la empresa (0,05667) es mayor que la correspondiente a factores aleatorios o ruido estadístico (0,00299), es decir, al azar, el ambiente, etc., por lo tanto la existencia de ineficiencia en el sector de crédito cooperativo es consecuencia de la mala gestión de las entidades más que de factores ajenos a las mismas.

TABLA 3. ESTIMACIÓN MÁXIMO VEROSÍMIL DE LA FUNCIÓN DE COSTES.

MODELO	FRONTERA
ESTIMACIÓN MÁXIMO VEROSÍMIL	
VARIABLE DEPENDIENTE	COSTE TOTAL
NÚMERO DE OBSERVACIONES	697
ITERACIONES	77
FUNCIÓN DE LOG-VEROSIMILITUD	703,0305
ESTIMACIÓN DEL MODELO FRONTERA CON	DATOS DE PANEL
COMPONENTES DE LA VARIANZA:	$\sigma^2(v) = 0,00299$
	$\sigma^2(u) = 0,05667$
R CUADRADO AJUSTADO CON MCO	99,41%
GRADOS DE LIBERTAD CON MCO	668
F(28, 668)	4231,82
NIVEL DE SIGNIFICACIÓN	0,00000

Los parámetros estimados para cada variable mediante el modelo de costes especificado se encuentran en la tabla 4. Se observa que las variables más significativas, a un nivel de confianza del 95%, son los outputs inversiones crediticias, otros activos y cuentas de orden, éste último output con signo negativo aunque próximo a cero. También son significativos los inputs depósitos y trabajo, no siéndolo el factor inmovilizado, lo que implica que éste último factor no tiene importancia relativa en este modelo, y por tanto, a la hora de obtener los tres outputs citados con anterioridad. Entre los momentos de segundo grado, que son los que dan forma de "U" a la función frontera, son significativos aquellos correspondientes a los outputs inversiones crediticias y otros activos. Entre los productos cruzados de outputs e inputs, es significativo inversiones crediticias con otros activos. Por último, el efecto del tiempo es significativo al 95%, así como el momento de segundo grado, siéndolo también el producto del output cuentas de orden y de los inputs depósitos y trabajo con el tiempo.

TABLA 4. PARÁMETROS ESTIMADOS CON EL MODELO DE COSTES ESPECIFICADO.

VARIABLE	COEFICIENTE	DESVIACIÓN TÍPICA	RATIO T	NIVEL DE SIGNIFICACIÓN
CONSTANTE	6,4226	0,060419	106,301	0,00000
CO	-0,060732	0,018720	-3,244	0,00118
IC	0,52251	0,024711	21,145	0,00000
OA	0,23061	0,019511	11,819	0,00000
CO*CO	0,0086842	0,0052981	1,639	0,10119
IC*IC	0,078949	0,0090651	8,709	0,00000
OA*OA	0,070880	0,010324	6,866	0,00000
CO*IC	-0,015850	0,0086214	-1,838	0,06599
CO*OA	-0,0070285	0,0086249	-0,815	0,41512

VARIABLE	COEFICIENTE	DESVIACIÓN TÍPICA	RATIO T	NIVEL DE SIGNIFICACIÓN
IC*OA	-0,13370	0,017695	-7,556	0,00000
CO*T	0,0090722	0,0035844	2,531	0,01137
IC*T	-0,0070429	0,0036989	-1,904	0,05690
OA*T	-0,0038037	0,0038308	-0,993	0,32074
PI	0,0097149	0,022468	0,432	0,66547
PD	0,70072	0,062230	11,260	0,00000
PE*PI	-0,026626	0,028498	-0,934	0,35016
PE*PD	0,0058513	0,055034	0,106	0,91533
PI*PD	0,0089252	0,030538	0,292	0,77008
PI*IC	0,010745	0,014269	0,753	0,45144
PI*OA	-0,026001	0,016475	-1,578	0,11452
PI*CO	-0,0002688	0,0086482	-0,031	0,97520
PD*IC	-0,045581	0,029454	-1,548	0,12173
PD*OA	0,038651	0,029062	1,330	0,18354
PD*CO	-0,0008639	0,023555	-0,037	0,97074
PD*T	-0,035208	0,014980	-2,350	0,01876
PE*T	-0,024488	0,011467	-2,136	0,03271
PI*T	-0,0007658	0,0039886	-0,192	0,84773
T	0,073158	0,0091582	7,988	0,00000
T*T	-0,0034671	0,0010927	-3,173	0,00151
PE	0,28957	0,58652	4,937	0,00000
PE*PE	0,020774	0,051386	0,404	0,68601
PI*PI	0,017700	0,011548	1,533	0,12535
PD*PD	-0,014777	0,071555	-0,207	0,83640
PE*IC	0,034836	0,028353	1,229	0,21919
PE*OA	-0,012650	0,026757	-0,473	0,63638
PE*CO	0,0011329	0,023925	0,047	0,96223
σ_u/σ_v	4,3535	2,5095	3,009	0,00262
$\sigma^2(v)$	0,0029871	0,0001747	17,099	0,00000

En la tabla 5 se recogen los niveles de eficiencia medios para el conjunto de las cajas rurales en cada uno de los años del período objeto de estudio. Se aprecia que, los niveles de eficiencia media se encuentran en torno al 52,32% para el conjunto de cajas rurales en cada uno de los años, estando los niveles de eficiencia máxima en el 83,27% y los niveles de eficiencia mínima en el 2,05%. Se puede observar, que en el año 1990 se producen los menores niveles de eficiencia media, siendo los años 1994 y 1995 donde se obtienen los niveles de eficiencia máxima.

TABLA 5. NIVELES DE EFICIENCIA ANUAL EN EL SECTOR DE CRÉDITO COOPERATIVO.

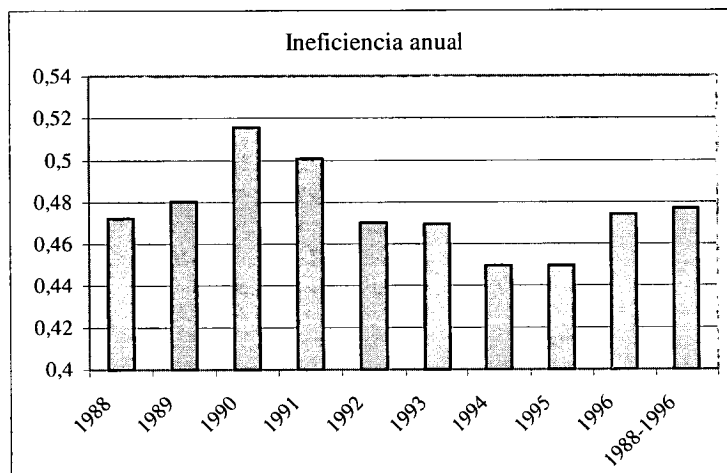
AÑOS	MEDIA	DESVIACIÓN TÍPICA	MÍNIMO	MÁXIMO	C.R.
1988	0,5278	0,2177	0,0359	0,8043	73
1989	0,5196	0,2311	0,0248	0,8143	76
1990	0,4841	0,2388	0,0259	0,8032	86
1991	0,4992	0,2309	0,0297	0,8208	83
1992	0,5298	0,2123	0,0296	0,8234	76
1993	0,5306	0,2109	0,0479	0,8202	75
1994	0,5505	0,2012	0,0332	0,8327	72
1995	0,5503	0,1954	0,0694	0,8189	75
1996	0,5259	0,2139	0,0205	0,8018	81
1988-1996	0,5232	0,2176	0,0205	0,8327	697

En el gráfico 1 se muestran los niveles medios de ineficiencia por año, observándose que aparece un aumento de la ineficiencia en las cajas rurales desde 1988 hasta 1990, y una disminución de la misma a partir de 1991, llegando al mínimo nivel en los años 1993 y 1994. A pesar de esta reducción en la inefi-

ciencia durante los últimos años del período objeto de estudio, es destacable que el nivel medio de ineficiencia es considerable en todos los años, tal como se muestra gráficamente.

La evolución temporal de los niveles medios de ineficiencia muestra como la desregulación en la que ha estado inmerso el sector bancario español, y en concreto el sector de crédito cooperativo, en el período objeto de estudio, no se ha traducido en mejoras sustanciales en los niveles de eficiencia, siendo este resultado común a los obtenidos por otros autores que han analizado la eficiencia en bancos y cajas de ahorro (Lozano, 1995; Grifell-Tatjé y Lovell, 1995; Maudos, 1996), aunque, se puede observar una tendencia a la reducción de la ineficiencia desde 1990, tendencia que se trunca en 1996, año en el que los niveles de ineficiencia incrementan. Sin embargo, sí queda constatado el alto grado de ineficiencia que envuelve estas entidades, tal como se pone de manifiesto en el gráfico 1.

GRÁFICO 1. INEFICIENCIA MEDIA POR AÑO.



CONCLUSIONES

El objetivo del presente trabajo ha sido analizar la eficiencia en el sector de crédito cooperativo español durante el período 1988-96. Se ha estimado una función de costes Translog con tres outputs y tres inputs, utilizando para ello la metodología de frontera estocástica, para medir la ineficiencia en función del tiempo y del tamaño.

Se ha calculado un modelo de costes en el que las variables más significativas son los outputs inversiones crediticias, otros activos (cartera de títulos + entidades de crédito) y cuentas de orden. También son significativos los inputs depósitos y trabajo. Los niveles de ineficiencia calculados se encuentran en torno al 47%, en todos los años y para el conjunto de las entidades.

Existe una gran diferencia entre entidades eficientes e ineficientes en cada uno de los años, manteniéndose la dispersión prácticamente estable en el período objeto de estudio. Se observa una reducción de la ineficiencia a partir de 1993, excepto en 1996, siendo destacable el elevado nivel medio de ineficiencia en todos los años. La desregulación en la que ha estado inmerso el sector bancario español, y en concreto el sector de crédito cooperativo, no se ha traducido en mejoras sustanciales en los niveles de eficiencia.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.

- AIGNER, D.; C. A. K. LOVELL Y P. SCHMIDT, 1977, "FORMULATION AND ESTIMATION OF STOCHASTIC FRONTIER PRODUCTION FUNCTION MODELS", *JOURNAL OF ECONOMETRICS*, N. 6, 21-37.
- ÁLVAREZ, R., 1994, "ESTIMACIÓN Y ANÁLISIS DE LA EFICIENCIA TÉCNICA DE LAS CAJAS DE AHORROS A TRAVÉS DE UN MODELO FLEXIBLE". *JORNADAS SOBRE EFICIENCIA EN BANCA*. INSTITUTO VALENCIANO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS. VALENCIA. DICIEMBRE.
- BALTAGI, B. H., 1995, *ECONOMETRIC ANALYSIS OF PANEL DATA*. CHICHESTER (GRAN BRETAÑA): JOHN WILEY & SONS LTD.
- BALTAGI, B. H. Y J. M. GRIFFIN, 1988, "A GENERAL INDEX OF TECHNICAL CHANGE", *JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY*, VOL. 96, N 1, 20-41.

- BATTESE, G. E. Y G. S. CORRA, 1977, "ESTIMATION OF A PRODUCTION FRONTIER MODEL: WITH APPLICATION TO THE PASTORAL ZONE OF EASTERN AUSTRALIA". *AUSTRALIAN JOURNAL OF AGRICULTURAL ECONOMICS*. DICIEMBRE, VOL. 21, N. 3, 169-179.
- CORNWELL, C.; P. SCHMIDT Y R. C. SICKLES, 1990, "PRODUCTION FRONTIERS WITH CROSS-SECTIONAL AND TIME-SERIES VARIATION IN EFFICIENCY LEVELS", *JOURNAL OF ECONOMETRICS*, OCTUBRE/NOVIEMBRE, VOL. 46, 185-200.
- FERRIER, G. D. Y C. A. K. LOVELL, 1990, "MEASURING COST EFFICIENCY IN BANKING: ECONOMETRIC AND LINEAR PROGRAMMING EVIDENCE". *JOURNAL OF ECONOMETRICS*. OCTUBRE/NOVIEMBRE, N. 46, 229-245.
- GARCÍA-GUTIÉRREZ, C.; P. GÓMEZ Y R. PALOMO, 1993, "ESTUDIO DE LA NORMATIVA RECIENTE DE LAS SOCIEDADES COOPERATIVAS DE CRÉDITO ESPAÑOLAS", *ACTUALIDAD FINANCIERA*, JUNIO, N. 25, 179-212.
- GREENE, W. H., 1993, *ECONOMETRIC ANALYSIS*. NEW YORK, ESTADOS UNIDOS, EDITORIAL MACMILLAN. SEGUNDA EDICIÓN.
- GRIFELL-TATJÉ, E. Y C. A. K. LOVELL, 1995, "A NOTE ON THE MALMQUIST PRODUCTIVITY INDEX". *ECONOMICS LETTERS*. Nº 47: 169-175.
- HSIAO, C. (1992): *ANALYSIS OF PANEL DATA*. CAMBRIDGE (GRAN BRETAÑA): CAMBRIDGE UNIVERSITY PRESS.
- HUMPREY, D. B., 1992, "FLOW VERSUS STOCK INDICATORS OF BANKING OUTPUT: EFFECTS ON PRODUCTIVITY AND SCALE ECONOMY MEASUREMENTS" *JOURNAL OF FINANCE SERVICES RESEARCH*. N. 6, 115-151.
- JAGTIANI, J. Y A. KHANTHAVIT, 1996, "SCALE AND SCOPE ECONOMIES AT LARGE BANKS: INCLUDING OFF-BALANCE SHEET PRODUCTS AND REGULATORY EFFECTS, 1984-91", *JOURNAL OF BANKING AND FINANCE*, VOL. 20, N. 7, 1271-1287.
- JONDROW, J.; C. A. K. LOVELL; I. S. MATEROV Y P. SCHMIDT, 1982, "ON THE ESTIMATION OF TECHNICAL INEFFICIENCY IN THE STOCHASTIC FRONTIER PRODUCTION FUNCTION MODEL", *JOURNAL OF ECONOMETRICS*, N. 19, 133-138.
- KAPARAKIS, E. I.; S. M. MILLER Y A. G. NOULAS, 1994, "SHORT-RUN COST INEFFICIENCY OF COMMERCIAL BANKS: A FLEXIBLE STOCHASTIC FRONTIER APPROACH", *JOURNAL OF MONEY, CREDIT AND BANKING*, NOVIEMBRE, VOL. 26, N. 4, 875-893.
- KUMBHAKAR, S. C., 1993, "PRODUCTION RISK, TECHNICAL EFFICIENCY AND PANEL DATA", *ECONOMIC LETTERS*, N. 41, 11-26.
- LANG, G. Y P. WELZEL, 1996, "EFFICIENCY AND TECHNICAL PROGRESS IN BANKING. EMPIRICAL RESULTS FOR A PANEL OF GERMAN COOPERATIVE BANKS", *JOURNAL OF BANKING AND FINANCE*, JULIO, VOL. 20, N. 6, 1003-1023.
- LOZANO, A., 1995, "EFICIENCIA FRONTERA EN BENEFICIOS DE LAS CAJAS DE AHORROS". *WORK-SHOP*. INSTITUTO VALENCIANO DE INVESTIGACIONES ECONOMICAS. MAYO.
- MARCO, A., 1998, "LA EFICIENCIA EN EL SECTOR DE CRÉDITO COOPERATIVO EN ESPAÑA: IDENTIFICACIÓN Y ANÁLISIS DE LAS PRINCIPALES VARIABLES". *TESIS DOCTORAL*. UNIVERSIDAD JAUME I DE CASTELLÓN.
- MARCO, A. Y MOYA, I., 1998, "LA CREACIÓN DE VALOR Y LOS NIVELES DE INEFICIENCIA EN LA BANCA ESPAÑOLA", XII CONGRESO NACIONAL Y VIII CONGRESO HISPANO-FRANCÉS DE LA ASOCIACIÓN EUROPEA DE DIRECCIÓN Y ECONOMÍA DE LA EMPRESA. BENALMÁDENA (MÁLAGA), JUNIO.
- MAUDOS, J., 1996, *MARKET STRUCTURE AND PERFORMANCE IN SPANISH BANKING USING A DIRECT MEASURE OF EFFICIENCY*, WORKING PAPER N. 12, INSTITUTO VALENCIANO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS, VALENCIA.
- MEEUSEN, W. Y J. VAN DEN BROECK, 1977, "EFFICIENCY ESTIMATION FROM COBB-DOUGLAS PRODUCTION FUNCTIONS WITH COMPOSED ERROR". *INTERNATIONAL ECONOMIC REVIEW*. N. 18, 435-444.
- OLSON, R. E.; P. SCHMIDT Y D. M. WALDMAN, 1980, "A MONTE CARLO STUDY OF ESTIMATORS OF STOCHASTIC PRODUCTION FRONTIERS". *JOURNAL OF ECONOMETRICS*. N. 13, 67-82.
- PALOMO, R. J., 1995, *LA BANCA COOPERATIVA EN EUROPA*. MADRID: UNACC.**
- PEÑARANDA, J., 1996, *RENTABILIDAD, ECONOMÍAS DE ESCALA Y ESPECIALIZACIÓN PRODUCTIVA DE LAS CAJAS RURALES EN ESPAÑA*, DOCTORAL THESIS, UNIVERSIDAD DE VALENCIA. VALENCIA.
- SEALEY, C. W. Y J. T. LINDLEY, 1977, "INPUTS, OUTPUTS AND A THEORY OF PRODUCTION AND COST AT DEPOSITORY FINANCIAL INSTITUTIONS", *THE JOURNAL OF FINANCE*, SEPTIEMBRE, VOL. XXXII, N. 4, 1251-1265.