



**CIRIEC-España, Revista de Economía Pública, Social
y Cooperativa, nº 33, diciembre 1999, pp. 155-173**

**Contraste de un indicador
de eficiencia agregado y la
estimación paramétrica.
Aplicación al sector de
crédito cooperativo español**

**M^a Amparo Marco Gual
Ismael Moya Clemente**

Universitat Jaume I de Castellón

CIRIEC-España, revista de economía pública, social y cooperativa

ISSN: 0213-8093. © 1999 CIRIEC-España

www.ciriec.es www.uv.es/reciriec

Contraste de un indicador de eficiencia agregado y la estimación paramétrica. Aplicación al sector de crédito cooperativo español

M^a Amparo Marco Gual
Ismael Moya Clemente

Profesores del Departamento de Finanzas y Contabilidad de la Universitat Jaume I de Castellón

RESUMEN

El objetivo del presente trabajo es contrastar la medida agregada de eficiencia utilizada por el Banco de España con la que se determina mediante metodología paramétrica y el empleo de una función de costes del tipo translog. La aplicación se realiza para el sector de crédito cooperativo español, por ser este aspecto poco estudiado en estas entidades, que ocupan el tercer lugar en cuanto a cuota de mercado dentro del sistema bancario. El trabajo muestra como los resultados son estadísticamente distintos en función del indicador utilizado, siendo especialmente importante esta diferencia cuando se estudia la ineficiencia en función del tamaño, estimación insatisfactoria por parte del indicador del Banco de España.

PALABRAS CLAVE: Cooperativas de Crédito, Eficiencia, Índices Agregados, Metodología Paramétrica.

RÉSUMÉ

L'objectif de ce travail est de comparer la mesure de l'efficacité utilisée par la Banque d'Espagne avec celle qui se détermine grâce à une méthodologie paramétrique et l'emploi d'une fonction de coûts du type translog. L'application se réalise pour le secteur du crédit coopératif espagnol, parce que cet aspect a été peu étudié dans ces entités, qui occupent la troisième place quant à la cotisation du marché dans le système bancaire espagnol. Le travail montre comment les résultats sont statistiquement différents en fonction de l'indicateur utilisé, étant spécialement importante cette différence quand on étudie l'inefficacité en fonction de la grandeur, estimation insatisfaisante de la part de l'indicateur de la Banque d'Espagne.

MOTS CLÉ: Coopératives de Crédit, Efficacité, Indices Ajoutés, Méthodologie Paramétrique.

ABSTRACT

In this paper we try to compare two different efficiency measures, on one hand, the aggregate index used by the Spanish Central Bank, and on the other hand, that obtained by parametric methodology and a Translog cost function. We have studied differences between these two efficiency indicators in the credit co-operative sector because in this sector this aspect has not been studied yet and its market share is reduced compared with private banks and savings banks. This work shows that results are statistical different depending on the measure used. Differences are specially important when efficiency across size is studied, then the index used by the Spanish Central Bank is not satisfactory.

KEY WORDS: Credit Co-operatives, Efficiency, Aggregate measures, Parametric Methodology.

1.- Introducción

La eficiencia de las entidades bancarias es una de las cuestiones que ha sido objeto de extenso estudio por parte de los investigadores del sistema bancario, dando lugar a una abundante bibliografía motivada, en parte, por la existencia de distintos indicadores de eficiencia, así como de metodologías y técnicas para su evaluación (Carbó y Coello, 1998).

De acuerdo con Termes (1994) “el sistema financiero contribuirá más a la competitividad del sector que llaman real en la medida que el sistema sea más eficiente; es decir, en la medida en que incurra en menos gasto por unidad de producto”, lo que en cierto modo implicaría aceptar una definición determinada de eficiencia bancaria. Considerando la banca como una empresa productiva cualquiera, su eficiencia vendría determinada y medida por la relación entre los inputs y los outputs de la misma relacionados en una función de producción. En concreto, esta última estaría asociada al máximo nivel de producto final que se puede obtener dado un nivel determinado de inputs, o al mínimo nivel de inputs que permite producir un nivel dado de output.

Es precisamente en este punto donde surgen las dificultades, ya que no existe un consenso generalizado a la hora de definir el output bancario, debido a la existencia de distintas medidas. Del mismo modo, existen distintos indicadores de eficiencia, así como metodologías y técnicas para su medición, tal como se recoge en Molyneux, Altunbas y Gardener (1996) y en Marco (1998).

Entre los indicadores de eficiencia se encuentran, por un lado, los agregados, entre los que cabe destacar el utilizado por el Banco de España, y que se basan, como su nombre indica, en agregados de la cuenta de resultados de una entidad. Por otro lado, aquellos basados en la estimación de una función frontera, en la que los niveles de ineficiencia son desviaciones de la función de producción óptima.

El objetivo del presente trabajo es contrastar dos diferentes formas de medir la eficiencia. La aplicación se realiza para el sector de crédito cooperativo español, por ser éste un aspecto poco estudiado en estas entidades que ocupan el tercer lugar en cuanto a cuota de mercado dentro del sistema bancario.

Dentro del crédito cooperativo se pueden distinguir dos tipologías de entidades, por un lado, las cooperativas de crédito, y por otro, las secciones de crédito de las cooperativas agrícolas que surgen en el seno de las mismas para llevar a cabo la gestión financiera de las mismas, careciendo, por lo tanto, de personalidad jurídica propia, ya que la posee la cooperativa de la que dependen.

Las Cooperativas de crédito, se pueden definir como asociaciones sin ánimo de lucro que tienen por objeto proporcionar a sus socios ventajas en su condición económica, mediante la mancomunidad de medios aplicados a una obra colectiva, bajo un régimen especial de gestión directa, cuya actividad consiste en la intermediación financiera. A su vez, las cooperativas están integradas por dos tipos de instituciones:

- cajas rurales: sólo pueden financiar, por prescripción legal, a los sectores agrícola, forestal, ganadero y de pesca, a las empresas suministradoras, transformadoras o comercializadoras de los productos de tales sectores, y en general, la realización de operaciones tendentes a la mejora de la vida en el ámbito rural. Según sea su ámbito de actuación pueden ser locales, comarcales, o provinciales.

- y las no rurales o de carácter general (llamadas oficialmente Cooperativas de Crédito Profesionales y Populares): pueden realizar el mismo tipo de operaciones que las anteriores pero, además, pueden realizar las operaciones activas de crédito en todos los sectores. Pueden distinguirse dos grupos, por un lado, las de carácter gremial que asocia a distintas profesiones y oficios, así como a las cooperativas formadas por ellos. Y por otro, las de carácter popular, formadas por cooperativas de todas las ramas y los socios de éstas.

A nivel cuantitativo, el número total de cajas rurales se reduce de forma continua desde 1988, estabilizándose en los últimos años. Sin embargo, a pesar de esta reducción en el número de entidades, su porcentaje de cuota de mercado en el balance total del sector bancario ha permanecido prácticamente constante, siendo en 1988 del 3,05% e incrementándose a un 3,52% en 1997. No obstante, esta posición cambia si se analizan los depósitos captados así como los préstamos concedidos por las cooperativas de crédito. En créditos, estas entidades han aumentado su cuota de mercado pasando del 3,06% en 1988 al 4,35% en 1997. En depósitos captados el incremento ha sido mayor, pasando del 4,98% de 1988 al 6,96% de 1997. Este incremento en ambas partidas indica que los esfuerzos de modernización de estas entidades se están viendo recompensados, ampliando su cuota de mercado.

2.- Metodología

De acuerdo con el objeto del trabajo, se contrasta la medida de la eficiencia utilizada por el Banco de España, por ser una de las más generalizadas, con la que se determina mediante metodología paramétrica y el empleo de una función de costes del tipo translog, si bien de mayores requisitos cuantitativos pero con una mayor precisión en cuanto a su estimación de la eficiencia.

2.1.- El ratio de eficiencia utilizado por el Banco de España

Entre los índices de eficiencia agregados, uno de los más aceptados y utilizados por los investigadores lo constituye el ratio de "costes/ingresos" definido como "Gastos de explotación/Margen ordinario", siendo también, el empleado por el Banco de España en sus estudios sobre eficiencia de las entidades bancarias. Este procedimiento utiliza como medida del conjunto de ingresos de una entidad las diferencias de tipos de interés y comisiones, resultando la importancia de este tipo de indicadores creciente.

El índice utilizado por el Banco de España es un estimador suficientemente representativo de la evolución de la eficiencia de una entidad (Termes, 1994). De acuerdo con el sentido de la relación, cuanto mayor sea el porcentaje resultante, menor será la eficiencia (o mayor la ineficiencia), puesto que simplemente indica la parte del producto absorbido por el gasto o el input necesario para obtener 100 unidades de output.

Uno de los problemas que presenta esta medida es que la disminución de la eficiencia estaría fuertemente influida, a la vez que explicada, por el estrechamiento de los márgenes. No es probable que en un sector liberalizado con fuerte competencia tanto nacional como internacional, operando en un mercado global, las entidades mantengan estable, a nivel histórico, los márgenes, sobre todo el financiero. Por tanto, la eficiencia operativa exige que los bancos intenten compensar el estrechamiento de márgenes, bien reduciendo los gastos, o incrementando el volumen de las operaciones de intermediación, es decir, aumentando el tamaño del balance. Con respecto a lo anterior, las entidades bancarias cuentan con la posibilidad de aumentar los productos sin incrementar sensiblemente los gastos, y por lo tanto mejorar su nivel aparente de eficiencia, recurriendo a las operaciones fuera de balance¹ cada vez más importantes dentro de la actividad de estas entidades.

1.- En ellas, al poner en contacto directo a los aportantes y a los demandantes de fondos (tal como ocurre en los pagarés de empresa y en las cesiones de activos financieros) tiene lugar un proceso de desintermediación, en busca de la reducción de la distancia entre la remuneración y el coste, quedando para el banco canalizador la diferencia en forma de comisiones que compensan el efecto negativo de la desintermediación sobre los resultados.

Otra de las limitaciones de este tipo de medidas es que no tienen en cuenta aspectos tales como la diversificación del negocio o el riesgo de la actividad, así como tampoco consideran la calidad del servicio, no obstante es una medida frecuentemente utilizada en comparaciones, tanto a nivel nacional como internacional, de la eficiencia bancaria tal como han puesto de manifiesto Molyneux, Altunbas y Gardener (1996).

2.2.- Medida de la eficiencia mediante la estimación de una función frontera

En esta técnica la medición de la eficiencia bancaria se basa en la estimación de la frontera eficiente formada por aquellas empresas con un comportamiento óptimo, tanto mediante técnicas estadísticas como matemáticas, es decir, por medio de técnicas paramétricas como no paramétricas.

Las medidas de ineficiencia se calculan 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 (generalmente distribución normal) y, por otro, por un término de error con una función de distribución con una sola cola positiva (normalmente distribución half-normal, aunque también se utiliza las distribuciones normal-truncada y exponencial), 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:

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

donde TC es el coste total, O_i es el vector de *outputs* o productos finales y P_i es el vector de precios de los insumos. Siguiendo a Aigner *et al.* (1977), se asume que el error o residuo de la función de costes es:

$$\varepsilon = u + v$$

donde u y v están distribuidas de forma independiente. Normalmente, se asume que la distribución de u (ineficiencia) es *half-normal*², 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.

2.2.1.- Definición de *outputs*

Los estudios que analizan la eficiencia en el sector bancario se encuentran con el problema de la identificación y medición del producto bancario, dado que, a las dificultades habituales que plantea la empresa multiproducto, se añaden otras que se derivan tanto del hecho de tratarse de producción de servicios como de aspectos específicos del sector bancario (Álvarez, 1994). De este modo, los bancos son unas instituciones cuyo producto es inmaterial, heterogéneo y de producción conjunta.

En el presente trabajo se han considerado como productos de las cooperativas de crédito, 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 producto 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 producto 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.

2.- 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 siguiente:

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

Donde $F(\cdot)$ y $f(\cdot)$ son la distribución y la función de densidad normal estándar, respectivamente. $E(u_i | \varepsilon_i)$ es un estimador insesgado e inconsistente de u_i , siendo la varianza del estimador distinta de cero (Green, 1993, pp.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).

En consecuencia, el producto 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).

2.2.2.- Definición de *inputs*

Entre las distintas medidas propuestas y empleadas en la literatura, se considera 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 productos finales, 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). Por lo tanto, de acuerdo con el enfoque adoptado, los inputs trabajo, capital físico y depósitos son utilizados para producir activos productivos. Este tipo de actividad, es básicamente análoga a la de las empresas manufactureras, donde un departamento de producción ofrece un output que se utiliza directamente como input en otro proceso, terminando en el producto final de la empresa.

Teniendo en cuenta el enfoque adoptado, es necesario obtener el precio de los insumos 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 (PI) 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 productos. El precio de este factor (PD) se calcula mediante el ratio costes financieros/depósitos.

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.

2.2.3.- La función frontera

Se ha considerado adecuado analizar la eficiencia económica a través de la función de costes, ya que según Spong, Sullivan y De Young (1995) en el sector bancario “el control de los costes debe ser el objetivo central de los banqueros”, pues utilizando de una forma eficiente y efectiva las fuentes de producción, el control de los costes es la base del éxito bancario.

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, considerándose mas adecuado la utilización de una función de costes frontera translogarítmica, dada su mayor flexibilidad en relación con otras especificaciones. Esta función Translog adopta la siguiente forma:

$$\ln CT = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln O_i + \sum_{i=1}^3 \beta_i \ln P_i + t_1 T + 1/2 \left[\sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} \ln O_i \ln O_j + \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} \ln P_i \ln P_j + t_{11} T^2 \right] + \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \rho_{ij} \ln O_i \ln P_j + \sum_{i=1}^3 \varphi_{it} \ln P_i T + \sum_{i=1}^3 \omega_{it} \ln O_i T + \varepsilon$$

Donde,
 $\ln CT$, es el logaritmo neperiano de los costes totales (costes financieros y operativos).
 $\ln O$, es el logaritmo neperiano del *output* o producto bancario.
 $\ln P$, es el logaritmo neperiano de los precios de los insumos.
 T , es el tiempo.
 $\alpha, \beta, \delta, \gamma, \varphi, \rho, \omega$ 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 insumos, se deben imponer las siguientes restricciones a los parámetros de la función de costes en la ecuación:

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

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

Los parámetros de segundo orden de la función de costes en la ecuación deben ser simétricos, así

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

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

La aplicación de los modelos frontera a datos de panel permite la variación en el tiempo del término de error; estimándose mediante un modelo de efectos aleatorios de datos de panel.

3.- 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 cooperativas de crédito existentes a lo largo del período 1988-1996. 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 cooperativas de crédito existentes a principios de 1988. También ha sido necesario eliminar de la muestra algunas cooperativas de crédito, como consecuencia de la escasa fiabilidad de la información reportada. 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.

La disponibilidad de datos de una muestra en varios años permite utilizar técnicas de datos de panel para la estimación de la ineficiencia. Las ventajas de la utilización de esta técnica, frente a las de corte transversal, son varias, y en concreto, posibilitan la obtención de niveles de eficiencia individual, sin necesidad de suponer ninguna distribución de la ineficiencia, sin suponer que existe incorrelación entre la ineficiencia y los regresores y sin controlar la heterogeneidad inobservable, lo que permite la obtención de estimadores insesgados.

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.

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 producto interior bruto (PIB), dado que se trata de un estudio a nivel nacional.

4.- Resultados

En la tabla 1 se muestran las características básicas de la estimación máximo verosímil de la función de costes utilizando un panel de 697 observaciones. El grado de ajuste por mínimos cuadrados ordinarios es del 99,41%, 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. En cuanto a 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 1: Parámetros estimados con el modelo de frontera de costes

Variable	Coefficiente	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
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
su/sv	4,3535	2,5095	3,009	0,00262
s2(v)	0,0029871	0,0001747	17,099	0,00000

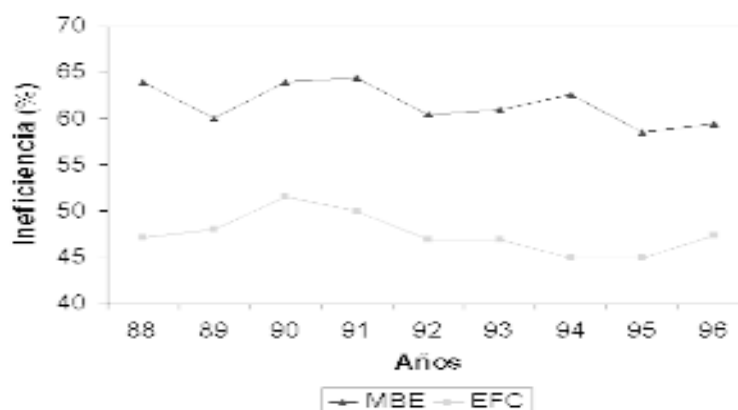
Los parámetros estimados para cada variable mediante el modelo de costes especificado se encuentran en la tabla 1. Se observa que las variables más significativas, a un nivel de confianza del 95%, son los outputs inversiones crediticias, otros activos y cuentas de orden, éste último output con signo 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 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.

En la tabla 2 se muestra el cálculo de la ineficiencia mediante la aplicación del indicador utilizado por el Banco de España (MBE) y la estimación de la frontera de costes (EFC). En el gráfico 1 se representa la evolución temporal de los dos indicadores observándose las frecuentes diferencias de sentidos en sus respectivas trayectorias.

Tabla 2: Cálculo de la ineficiencia anual

Año	MEDIA		DESV. TIPICA		F	Sig.
	MBE	EFC	MBE	EFC		
1988	63,93	47,22	12,85	21,77	31,89	0,000
1989	60,02	48,04	13,38	23,11	15,29	0,000
1990	64,01	51,59	14,03	23,88	17,29	0,000
1991	64,38	50,07	12,29	23,09	24,81	0,000
1992	60,46	47,02	13,56	21,23	21,64	0,000
1993	60,98	46,93	10,53	21,08	26,63	0,000
1994	62,59	44,94	11,00	20,11	42,66	0,000
1995	58,61	44,96	11,11	19,53	27,65	0,000
1996	59,48	47,41	11,79	21,39	19,77	0,000

Gráfico 1: Evolución de la ineficiencia anual



En término de promedio el indicador MBE muestra una ligera reducción a lo largo del período, pasando de una media de 63,93% en 1988 a un 59,48% en 1996. Sin embargo, el indicador EFC, debido al valor que toma para el último año, no refleja esta disminución entre los extremos del período, pasando de un 47,22% en 1988 a un 47,41% en 1996. En todos los años la medida de ineficiencia MBE ha sido superior a la EFC. Por lo que respecta a la dispersión de la medida de la ineficiencia anual para cada una de las cooperativas de crédito, ésta es mayor para el indicador EFC. Con el fin de deter-

minar si las diferencias entre ambos indicadores son estadísticamente significativas, se ha realizado un test ANOVA que ha resultado en todos los años significativo a un nivel de confianza superior al 95%, como se indica en la tabla 2 en la columna representativa de los valores F del test, por lo tanto ambas estimaciones son distintas desde un punto de vista estadístico.

Con el objeto de analizar la ineficiencia de las cooperativas de crédito en función de su dimensión se estratifican éstas entidades realizando un análisis de cuartiles sobre el logaritmo neperiano de la variable activo total calculada en pesetas constantes de 1996. En la tabla 3 se recogen los distintos cuartiles, el número de observaciones y, entre paréntesis, las diferentes cooperativas de crédito a las que pertenecen dichas observaciones, así como los intervalos sobre activo total, la frecuencia y la frecuencia acumulada, tanto en valor absoluto como en porcentaje.

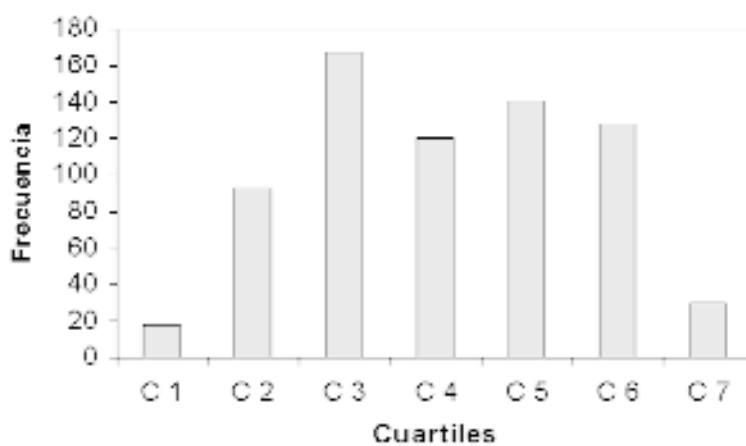
Tabla 3: Cuartiles sobre activos de las cooperativas de crédito

Grupo	Observ.(C.C.)	Límite inferior	Límite superior	Frecuencia	Frecuencia acumulada
1	18 (6)	306	804	18 (0,0258)	18 (0,0258)
2	93 (21)	804	2.269	93 (0,1334)	111 (0,1593)
3	167 (33)	2.269	6.130	167 (0,2396)	278 (0,3989)
4	120 (23)	6.130	16.500	120 (0,1722)	398 (0,5710)
5	141 (27)	16.500	45.506	141 (0,2023)	539 (0,7733)
6	128 (23)	45.506	123.399	128 (0,1836)	667 (0,9570)
7	30 (8)	123.399	342.051	30 (0,0430)	697 (1,0000)

El número óptimo de cuartiles ha sido siete, tal como se puede observar en la tabla 3. El primer cuartil recoge todas las entidades con un activo total comprendido entre 306 y 804 millones de pesetas, es decir, 18 observaciones que corresponde a 6 cooperativas de crédito diferentes. El segundo cuartil recogen aquellas que tienen un activo total comprendido entre 804 y 2.269 millones de pesetas, que corresponde a 93 observaciones y 21 cooperativas de crédito diferentes. El tercer cuartil incluye aquellas entidades con un activo total comprendido entre 2.269 y 6.130 millones de pesetas, siendo 167 observaciones y 33 cooperativas de crédito distintas. El cuarto cuartil abarca las entidades con un activo total comprendido entre 6.130 y 16.500 millones de pesetas, que incluye 120 observaciones correspondientes a 23 cooperativas de crédito diferentes. El quinto cuartil, que corresponde a aquellas con activo total comprendido entre 16.500 y 45.506 millones de pesetas, recoge 141 observación y 27 cooperativas de crédito. El sexto cuartil comprende las cooperativas de crédito con activo total entre 45.506 y 123.399 millones de pesetas, con 128 observaciones y por lo tanto 23 entidades. Por último, el séptimo cuartil comprende 30 observaciones que corresponden a 8 cooperativas

de crédito con un activo comprendido entre 123.399 y 342.051 millones de pesetas. En el gráfico 2 quedan representados dichos cuartiles así como su frecuencia.

Gráfico 2: Histograma de los cuartiles



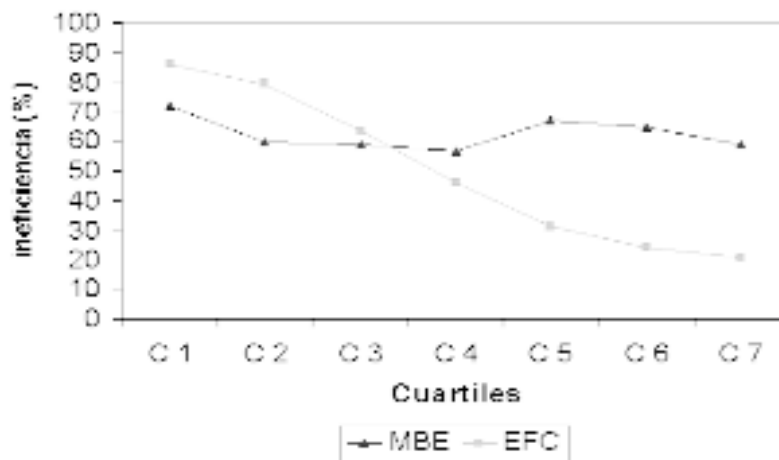
La elección de siete cuartiles es la óptima, ya que la selección de un número mayor no aporta información adicional, debido a que los cuartiles centrales se dividen en multitud de grupos con pocas cooperativas de crédito, no pudiendo diferenciar claramente las fronteras que delimitan cada uno de los distintos grupos formados. Sin embargo, la elección de un número menor supone la ampliación de los cuartiles centrales agrupando un número elevado de cooperativas de crédito, no permitiendo la correcta interpretación de los resultados.

En la tabla 4 se recogen los resultados promedios de la ineficiencia para cada cuartil, calculados según los dos indicadores MBE y EFC. En el gráfico 3 se representan dichos valores. Se observa que el cuartil 3 supone un punto de corte entre ambas estimaciones, por lo tanto hasta un activo de 6.130 millones de pesetas la ineficiencia estimada por EFC supera a la proporcionada por MBE, invirtiéndose esta relación a partir de dicho valor.

La interpretación resulta evidente en el indicador EFC, las cooperativas de crédito mayores son las menos ineficientes, mientras que en el indicador MBE no se aprecia una sensible reducción de la ineficiencia en función del tamaño. De esta forma, sería el primer indicador (EFC) el más adecuado en los estudios que pretendan relacionar ambos aspectos. Además, la dispersión del cálculo de la ineficiencia por tamaños es menor en el EFC, siendo ambas medidas estadísticamente diferentes a un nivel de confianza superior al 95%, como lo muestra la columna F resultante del test ANOVA aplicado a estos valores.

Tabla 4: Niveles de ineficiencia por tamaño

Cuartil	MEDIA		DESV. TIPICA		F	SIG.
	MBE	EFC	MBE	EFC		
C 1	72,05	85,84	13,67	9,48	12,35	0,001
C 2	59,79	79,56	14,28	11,09	116,69	0,000
C 3	58,72	63,55	11,57	8,87	18,32	0,000
C 4	56,74	46,18	10,80	6,94	81,01	0,000
C 5	67,06	31,23	12,86	4,97	951,75	0,000
C 6	64,95	24,29	9,79	3,18	1995,04	0,000
C 7	58,97	20,67	8,97	2,06	519,17	0,000

Gráfico 3: Niveles de ineficiencia en función del tamaño

5.- Conclusiones

El objetivo del presente trabajo ha sido contrastar la medida de la eficiencia utilizada por el Banco de España con la que se estima mediante la metodología paramétrica y el empleo de una función de costes del tipo translog, en el sector de crédito cooperativo en España.

Desde el punto de vista metodológico, los índices de eficiencia agregados presentan el problema de la elevada influencia de los márgenes de resultados sobre la eficiencia, al mismo tiempo que no tienen en cuenta aspectos tales como la diversificación del negocio, el riesgo de la actividad y la calidad del servicio. Otra de las limitaciones de este tipo de medidas es que no contemplan las operaciones fuera de balance, cada vez con mayor importancia dentro de las actividades de estas entidades.

Como medida alternativa a la anterior se ha utilizado la estimación estocástica de una frontera de costes del tipo translog, en la que las variables más significativas son los outputs inversiones crediticias, otros activos (cartera de títulos + entidades de crédito) y cuentas de orden, también han resultado significativos los inputs depósitos y trabajo.

Se ha calculado la ineficiencia mediante dos indicadores: el utilizado por el Banco de España (MB) y una estimación de frontera estocástica de costes (EFC), para el periodo de tiempo 1988-1996. Con el fin de determinar la significación estadística de los diferentes resultados de ambos métodos se ha realizado un test ANOVA, que ha resultado en todos los años significativo a un nivel superior al 95%. Es decir, la medida de la ineficiencia anual MBE ha sido distinta y más elevada a la proporcionada por EFC.

Se ha analizado la relación entre la medida de la ineficiencia proporcionada por ambos métodos con el tamaño. Para ello, se ha estratificado la muestra en un número óptimo de siete cuartiles obtenidos sobre el logaritmo neperiano de la variable activo total. Analizados los niveles de ineficiencia en función de los cuartiles se observa, en primer lugar, que el método MBE no es indicado para este tipo de estudios puesto que no refleja la disminución de la ineficiencia con el incremento de la dimensión, como es el caso del indicador EFC con el que además presenta diferencias estadísticamente significativas.

6.- Bibliografía

- AIGNER, D.; LOVELL, C. A. K. y SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 1977, n^o 6, pp. 21-37.
- ÁLVAREZ, R. 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. 1994.
- BATTESE, G. E. y CORRA, G. S. Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of eastern Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 1977, vol. 21 (n^o 3), pp.169-179.
- CARBÓ, S. y COELLO, J. "Ventajas competitivas de las cajas de ahorros españolas". *Papeles de Economía Española*, 1998, n^o 74-75, pp. 152-166.
- FERRIER, G. D. y LOVELL, C. A. K. Measuring cost efficiency in banking: econometric and linear programming evidence. *Journal of Econometrics*, 1990, n^o 46, pp. 229-245.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 2^a edición, New York (Estados Unidos): Editorial Macmillan, 1993.
- JAGTIANI, J. y KHANTHAVIT, A. Scale and scope economies at large banks: Including off-balance sheet products and regulatory effects (1984-91). *Journal of Banking and Finance*, 1996, vol. 20 (n^o 7), pp. 1271-1287.
- JONDROW, J.; LOVELL, C. A. K.; MATEROV I. S. y SCHMIDT, P. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics*, 1982, n^o 19, pp. 133-138.
- MARCO, M. A. La eficiencia en el sector de crédito cooperativo en España: Identificación y análisis de las principales variables. Tesis Doctoral. Universitat Jaume I de Castellón. 1998.
- MARCO, M. A. y MOYA, I. La creación de valor empresarial y la eficiencia en el proceso de producción bancaria. *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, 1999, vol. 8 n^o 1, pp. 31-40.
- MAUDOS, J. Eficiencia, cambio técnico y productividad en el sector bancario español: una aproximación de frontera estocástica. IV Foro de Finanzas. Madrid. Noviembre, 1996, vol. 1, pp. 178-208.
- MEEUSEN, W. y VAN DEN BROECK, J. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 1977, n^o 18, pp. 435-444.

MOLYNEUX, P.; ALTUNBAS, Y Y GARDENER, E. Efficiency in European Banking. Chichester: Editorial John Wiley & Sons, 1996.

OLSON, R. E.; SCHMIDT, P. y WALDMAN, D. M. A Monte Carlo study of estimators of stochastic production frontiers. *Journal of Econometrics*, 1980, nº 13, pp. 67-82.

SEALEY, C. W. y LINDLEY, J. T. Insumos, outputs and a theory of production and cost at depository financial institutos. *The Journal of Finance*, 1977, vol. XXXII (nº 4), pp. 1251-1265.

SPONG, K., SULLIVAN, R. J. y DE YOUNG, R. "What makes a bank efficient? - A look at financial characteristics and bank management and ownwrship structure". *Financial Industry Perspectives*. Federal Reserve Bank of Kansas city. Diciembre, 1995, pp. 1-19.

TERMES, R. "La competitividad de la economía española y la eficacia del sistema financiero". *Perspectivas del Sistema Financiero*, 1994, nº 48, pp. 31-43.