

**APLICACION DE UNA VERSION GENERALIZADA DEL LEMA  
DE SHEPHARD CON DATOS DE PANEL AL  
SISTEMA BANCARIO ESPAÑOL \***

**Rafael Doménech \*\***

WP-EC 91-06

---

\* Este trabajo procede de la Tesis Doctoral realizada en el Departamento de Análisis Económico de la Universidad de Valencia. El autor desea agradecer la dirección prestada por Francisco Pérez, así como los comentarios de Javier Andrés, Dulce Contreras, Ezequiel Uriel y Javier Quesada. La presente investigación se enmarca en el Proyecto PB 87/0983 y ha contado con la financiación del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, dentro del Area de Economía Financiera, patrocinada por la Caja de Ahorros del Mediterráneo.

\*\* R. Doménech: Universitat de Valencia.

**Editor: Instituto Valenciano de  
Investigaciones Económicas, S.A.**  
Primera Edición Septiembre 1991.  
ISBN: 84-7890-608-8  
Depósito Legal: V-3098-1991  
Impreso por KEY, S.A., Valencia.  
Cardenal Benlloch, 69, 46021-Valencia.  
Impreso en España.

**APLICACION DE UNA VERSION GENERALIZADA DEL LEMA  
DE SHEPHARD CON DATOS DE PANEL AL  
SISTEMA BANCARIO ESPAÑOL**

**Rafael Doménech**

**RESUMEN**

El objetivo de este trabajo es aplicar una versión generalizada del lema de Shephard, utilizando la hipótesis de minimización de costes, para analizar la tecnología de las empresas bancarias españolas. Mediante el uso de un panel de datos correspondientes al periodo 1986-1989, se analizan las economías de escala a nivel de empresa y a nivel de oficina, así como las economías de diversificación de productos. Las funciones de costes estimadas incluyen correcciones paramétricas en los precios de los inputs variables, que tratan de tener en cuenta la existencia de costes de ajuste o de regulaciones en la contratación de estos factores, así como posibles errores de medida en sus precios.

**ABSTRACT**

This paper applies a generally used version of Shephard's lemma using cost reduction hypothesis, in order to analyze the technology of the Spanish banking firms. Using data panel of the period 1986-1989, it analyzes scale economies at the firm level and office level, as well as the scope economies. Estimated cost functions include parametric corrections of variable inputs prices, taking into account the existence of adjustment costs, regulations in factor markets and possible measurement errors in their prices.



## 1.- INTRODUCCION

En los diversos trabajos empíricos sobre la descripción de la tecnología en el sector bancario que han modelizado una función de costes, no se ha prestado la oportuna atención a algunas de las restricciones impuestas a nivel teórico, como por ejemplo las implicaciones de la homogeneidad en los precios de los inputs o de las hipótesis de dualidad. En algunos casos, como en la mayoría de los estudios que han aparecido en estos últimos años sobre las entidades bancarias españolas, no son tenidas en cuenta estas cuestiones<sup>1</sup>, lo que limita la interpretación de algunas de las conclusiones al obviar aspectos relevantes tanto a nivel teórico como econométrico, por la incidencia de los mismos en la fase de estimación. En otros trabajos, de manera casi generalizada para los estudios sobre la banca norteamericana y algunos sobre las entidades italianas, las restricciones aparecen impuestas pero no son contrastadas.

Recientemente, han aparecido trabajos empíricos que tratan de incorporar al proceso de estimación la posibilidad de que la hipótesis de minimización de costes se cumpla de forma particular. Esto puede ocurrir cuando el funcionamiento de las empresas objeto de estudio está regulado o existen costes de ajuste a corto plazo, de forma que la conducta de minimización respecto a los precios de mercado no ocurre, sino que ésta tiene lugar respecto a precios *sombra* que difieren de los precios de mercado por las posibles distorsiones introducidas por estas regulaciones o costes de ajuste.

Muchos de los trabajos sobre los costes en la empresa bancaria han hecho uso de la teoría de la dualidad desarrollada fundamentalmente a partir del trabajo de Shephard (1953), utilizando la hipótesis de minimización de los

---

<sup>1</sup>Los únicos trabajos que han utilizado las restricciones teóricas sobre la función de costes aquí señaladas han sido los efectuados por Doménech (1991) y Delgado (1989), si bien en este último dichas restricciones no aparecen testadas.

costes<sup>2</sup>. En el caso de la función *translogarítmica*, una de la mayores ventajas de utilizar las restricciones que impone esta hipótesis consiste en mejorar las estimaciones al hacer uso de mayor información en forma de ecuaciones de participación de los distintos inputs en los costes totales. Sin embargo, en los trabajos aplicados se imponen *a priori* estas restricciones, que nunca aparecen contrastadas, a pesar de que pueden tener consecuencias muy importantes sobre las propiedades de los parámetros estimados, en el caso de que dicha hipótesis no sea corroborada por los datos utilizados.

El objetivo de este trabajo es aplicar una versión generalizada del *lema de Shephard*, y por consiguiente contrastar la hipótesis sobre la minimización de los costes utilizando datos de un panel formado por empresas bancarias españolas. En el segundo apartado se expone el modelo teórico utilizado que permite contrastar la función de costes *neoclásica* como un caso particular del modelo más general que se propone. En el tercer apartado se presentan los resultados econométricos de las ecuaciones estimadas y de los distintos contrastes efectuados. En el cuarto apartado se interpretan estos resultados utilizando explicaciones alternativas que pueden justificar el rechazo de una función de costes neoclásica. La medición de las economías de escala se realiza en el apartado quinto, mientras que la de las economías de gama se presenta en el sexto. Por último, en el séptimo apartado aparecen las conclusiones y un resumen de este trabajo.

---

<sup>2</sup>En Chambers (1989) puede encontrarse una exposición de la teoría de la dualidad en la producción y sus implicaciones.

## 2.- IMPLICACIONES DE LAS REGULACIONES Y COSTES DE AJUSTE EN EL PROCESO DE MINIMIZACION DE LOS COSTES

La presencia de regulaciones ha sido tratada en algunos trabajos empíricos, aunque escasos, que han estimado funciones de costes. Atkinson y Halvorsen (1980 y 1984) fueron de los primeros autores en utilizar modelos que tienen en cuenta la incidencia de la regulaciones sobre el funcionamiento de la empresas. En su trabajo dedicado a empresas norteamericanas generadoras de electricidad encuentran evidencia de la importancia que pueden tener estas regulaciones, rechazando el uso de la tradicional función de costes neoclásica, y proponiendo en su lugar un modelo más general en el que la conducta minimizadora de las empresas tiene lugar respecto a unos precios *sombra* que difieren de los precios de mercado observados por los efectos de las regulaciones en la toma de decisiones.

Evanoff, Israilevich y Merris (1990), aplican este modelo a los grandes bancos norteamericanos y encuentran evidencia que les permite rechazar el uso de la función de costes neoclásica. También en este caso se argumenta que el origen de este resultado se encuentra en la existencia de regulaciones, si bien no discuten que pueda deberse a otro tipo de problemas. Para Evanoff *et al.* las regulaciones sobre reservas, expansión geográfica, barreras de entrada, gama de productos ofrecidos, etc., justifican que la elección óptima sobre el empleo de los factores productivos se vea alterada significativamente. Sin embargo, en su trabajo no se tienen en cuenta otros factores explicativos que justifiquen también el uso de modelos más generalizados en lugar de las funciones de costes tradicionales. Ejemplos de ello son, en primer lugar, que la observación de la conducta de las empresas sea imprecisa sencillamente por errores en la medición de los precios u otras variables significativas, algunas de las cuales pueden estar omitidas en la ecuación estimada. En segundo lugar, la existencia de costes de ajuste puede provocar que la minimización de costes no sea posible a corto plazo cuando alguno de los precios de los inputs varía.

El modelo neoclásico tradicionalmente utilizado puede ser generalizado a situaciones en las que existen regulaciones o costes de ajustes, de forma que la minimización de los costes por parte de las empresas se expresa mediante la minimización del correspondiente lagrangiano sujeto a determinadas restricciones:

$$L = \sum_i p_i x_i - \phi [f(X) - Y] - \sum_r \lambda_r R_r(P, X) \quad \begin{matrix} r=1\dots m \\ i=1\dots n \end{matrix} \quad (1)$$

en donde  $p_i$  y  $x_i$  es el precio y la cantidad empleada del input  $i$ ,  $P$  y  $X$  los vectores de precios y cantidades de los inputs utilizados,  $f(X)$  la función de producción;  $Y$  el nivel de output bajo el cual se minimizan costes,  $R_r$  el conjunto de restricciones originadas por las regulaciones, y  $\phi$  y  $\lambda_r$  los multiplicadores de Lagrange.

Por las condiciones de primer orden la relación marginal de sustitución técnica entre dos factores ha de igualar al ratio de sus precios. Sin embargo, en el caso más general de que existan restricciones debidas a regulaciones, o por ajustes incompletos en el proceso de minimización, se tendrá:

$$\frac{f_j}{f_i} = \frac{P_j + \sum_r \lambda_r \frac{\partial R_r}{\partial X_j}}{P_i + \sum_r \lambda_r \frac{\partial R_r}{\partial X_i}} = \frac{P_j^*}{P_i^*} \quad (2)$$

en donde  $P_i^*$  es el precio *sombra* del input  $i$ , que coincidirá con el precio de mercado en el caso en el que no existan ningún tipo de restricciones en este proceso de minimización.

El principal problema es que estos precios *sombra* no son observados, por lo que es necesario realizar algún tipo de aproximación a los mismos. Atkinson y Halvorsen (1984) y Evanoff *et al.* (1989) utilizan la propuesta de Lau y Yotopolous (1971), quienes aproximan el precio *sombra* del input  $j$  mediante la siguiente expresión:

$$P_j^* = k_j P_j \quad (3)$$

donde  $k_j$  es un factor de proporcionalidad específico para cada una de las empresas. Puede comprobarse fácilmente que en el caso de que la minimización de los costes se realice en base a los precios de mercado  $k_j=1$ .

Cuando  $k_j \neq 1$ , al menos para algún  $j$ , la empresa minimizará costes no en base a los precios de mercado de los inputs empleados, sino respecto a los precios *sombra* definidos mediante la expresión (3), lo que implica la introducción de la función de costes *sombra*:

$$C^s = C^s(kP, Y) = C^s(P^*, Y) \quad (4)$$

Es en esta función en donde tiene sentido la aplicación del *lema de Shephard*, que permite obtener las funciones de demanda de los inputs:

$$\frac{\partial C^s}{\partial k_i P_i} = X_i \quad (5)$$

Utilizando esta expresión se pueden obtener los correspondientes costes efectivos:

$$C^s = \sum_i P_i X_i = \sum_i P_i \frac{\partial C^s}{\partial k_i P_i} \quad i=1 \dots n \quad (6)$$

La participación del input  $i$  en los costes *sombra* viene determinada por:

$$M_i^s = \frac{k_i P_i X_i}{C^s} \quad (7)$$

lo que permite obtener  $X_i$  en función de  $M_i^s$ ,  $k_i$ ,  $P_i$  y  $C^s$ :

$$X_i = \frac{M_i^s C^s}{k_i P_i} \quad (8)$$

de forma que sustituyendo esta expresión en la ecuación (6):

$$C^a = \sum_i P_i X_i = C^s \sum_i M_i^s k_i^{-1} \quad i= 1...n \quad (9)$$

que al tomar logaritmos se transforma en:

$$\ln C^a = \ln C^s + \ln \sum_i M_i^s k_i^{-1} \quad i= 1...n \quad (10)$$

A partir de las ecuaciones (8) y (9) puede obtenerse la correspondiente expresión de la participación de inputs  $i$  sobre los costes efectivos en función de  $M_i^s$  :

$$M_i^a = \frac{P_i X_i}{C^a} = \left[ P_i \frac{M_i^s C^s}{k_i P_i} \right] [C^s \sum_i M_i^s k_i^{-1}]^{-1} = \frac{M_i^s k_i^{-1}}{\sum_i M_i^s k_i^{-1}} \quad (11)$$

Puede comprobarse que cuando  $k_i= 1$  para todos los inputs, entonces  $M_i^s=M_i^a$  y  $C^s=C^a$ , de forma que el modelo neoclásico (modelo de precios de mercado) puede considerarse como un caso particular de este modelo generalizado (de precios *sombra*). La ventaja de este modelo es obvia, ya que introduce las consecuencias que sobre la conducta minimizadora de las empresas tiene la existencia de regulaciones o costes de ajuste. En estos casos la dotación de los factores se realiza en función de sus precios *sombra* en lugar de los precios de mercado.

Para hacer operativas las expresiones anteriores es necesario utilizar alguna función con la que modelizar los costes de la empresa. La función de costes *translog* ha sido empleada con profusión en los estudios empíricos, incluidos los realizados sobre el sector bancario. Utilizando la función *translog*,  $C^s$  puede representarse según la siguiente expresión:

$$\begin{aligned}
\ln C^s = & \alpha_0 + \alpha_s + \sum_i \alpha_i \ln y_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \alpha_{ij} \ln y_i \ln y_j + \sum_i \beta_i \ln(kp_i) + \\
& \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(kp_i) \ln(kp_j) + \sum_i \sum_j \rho_{ij} \ln y_i \ln(kp_j) + \phi_k \ln K + \\
& \phi_{kk} (\ln K)^2 + \sum_j \lambda_j \ln K \ln y_j + \sum_i \psi_i \ln(kp_i) \ln K + \phi_t \ln t + \phi_u (\ln t)^2 + \\
& \sum_i \alpha_{it} \ln y_i \ln t + \sum_i \gamma_{it} \ln(kp_i) \ln t + \phi_{tk} \ln t \ln K
\end{aligned} \tag{12}$$

en donde  $y_i$  son los distintos tipos de output,  $p_i$  los precios de mercado de los inputs variables, y  $K$  el input fijo utilizado. En el caso de un panel de datos, la función de costes puede incluir un efecto fijo ( $\alpha_s$ ) y una tendencia temporal ( $t$ ), como en el caso de la expresión (12). Al aplicar el *lema de Shephard* sobre la ecuación anterior se obtiene:

$$\frac{\partial C^s}{\partial p_i^*} = x_i \Rightarrow \frac{\partial \ln C^s}{\partial \ln p_i^*} = M_i^s = \beta_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln(kp_j) + \sum_j \rho_{ij} \ln y_j + \psi_i \ln K \tag{13}$$

Sustituyendo las ecuaciones (12) y (13) en la expresión (10):

$$\begin{aligned}
\ln C^a = & \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln y_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \alpha_{ij} \ln y_i \ln y_j + \sum_i \beta_i \ln(kp_i) + \\
& \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(kp_i) \ln(kp_j) + \sum_i \sum_j \rho_{ij} \ln y_i \ln(kp_j) + \phi_k \ln K + \\
& \phi_{kk} (\ln K)^2 + \sum_j \lambda_j \ln K \ln y_j + \sum_i \psi_i \ln(kp_i) \ln K + \phi_t \ln t + \phi_u (\ln t)^2 + \\
& \sum_i \alpha_{it} \ln y_i \ln t + \sum_i \gamma_{it} \ln(kp_i) \ln t + \phi_{tk} \ln t \ln K + \\
& \ln \left[ \sum_i k_i^{-1} (\beta_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln(kp_j) + \sum_j \rho_{ij} \ln y_j + \psi_i \ln K) \right]
\end{aligned} \tag{14}$$

Nuevamente, si  $k_i=1$  para todos los inputs variables entonces la función de costes efectivos coincide con la función de costes *sombra*.

Por otro lado, la participación del input  $i$  en los costes variables efectivos puede expresarse como:

$$M_i^a = \frac{(\beta_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln(k_{fj})) + \sum_j \rho_{ij} \ln y_j + \psi_i \ln K) k^{-1}}{\sum_i (\beta_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln(k_{fj})) + \sum_j \rho_{ij} \ln y_j + \psi_i \ln K) k^{-1}} \quad (15)$$

Las ecuaciones (14) y (15) pueden simplificarse notablemente si se analiza con mayor detenimiento la relación entre  $M_i^a$  y  $M_i^s$ . En las situaciones más generales en las que  $k_i \neq 1$ , ambas magnitudes diferirán entre sí. Ahora bien a partir de las ecuaciones (7), (9) y (11) puede obtenerse la siguiente expresión:

$$\frac{M_i^a}{M_i^s} = \frac{P_i X_i / (\sum_i P_i X_i)}{k_i P_i X_i / (\sum_i k_i P_i X_i)} = \frac{I}{k_i} \sum_i k_i M_i^a \quad (16)$$

De forma que:

$$M_i^a = M_i^s k_i^{-1} \left[ \sum_i k_i M_i^a \right] \Rightarrow M_i^s = \frac{k_i M_i^a}{(\sum_i k_i M_i^a)} \quad (17)$$

Utilizando la expresión (17) se puede simplificar la ecuación (14) de forma que:

$$\begin{aligned} \ln C^a = & \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln y_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \alpha_{ij} \ln y_i \ln y_j + \sum_i \beta_i \ln(k_{f_i}) + \\ & \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(k_{f_i}) \ln(k_{f_j}) + \sum_i \sum_j \rho_{ij} \ln y_i \ln(k_{f_j}) + \phi_k \ln K + \\ & \phi_{kk} (\ln K)^2 + \sum_j \lambda_j \ln K \ln y_j + \sum_i \psi_i \ln(k_{f_i}) \ln K + \phi_t \ln t + \phi_{tt} (\ln t)^2 + \\ & \sum_i \alpha_{it} \ln y_i \ln t + \sum_i \gamma_{it} \ln(k_{f_i}) \ln t + \phi_{tk} \ln t \ln K - \ln \left[ \sum_i k_i M_i^a \right] \end{aligned} \quad (18)$$

El sistema de ecuaciones a estimar está formado por las ecuaciones (18) y (17). Como se ha señalado anteriormente, los parámetros  $k_i$  son específicos para cada input y para cada empresa. Sin embargo, la estimación tradicional con datos cross-section impide la estimación de estos parámetros para cada una de las empresas. Algunos autores han sugerido dividir la muestra en distintos grupos atendiendo a algún criterio (por ejemplo, tamaño) para comprobar si los distintos  $k_i$  estimados varían entre submuestras. Sin embargo esta solución sólo es operativa cuando el tamaño de la muestra lo permite y existen criterios objetivos para ello. Por estas razones se suele imponer que los distintos parámetros  $k_i$  son específicos para cada input pero idénticos para todas las empresas, por lo que son interpretados como correcciones de los precios de mercados para sus valores medios.

### **3.- RESULTADOS ECONOMETRICOS**

#### **3.1.- Variables y muestra.**

Las muestras utilizadas en las estimaciones de funciones de costes están comprendidas por 65 cajas de ahorros confederadas, y 54 bancos nacionales privados. La reducción en el número de entidades que constituyen estas muestras sobre las existentes a finales de 1989 tiene una doble justificación. En primer lugar, y fundamentalmente en el caso de los bancos privados, se han tenido que eliminar un buen número de entidades bien por que han estado inmersas en procesos de fusión durante el periodo de estudio, o por encontrarse en procesos de liquidación o adquisición por otras entidades, lo que imposibilita disponer de datos fiables para un periodo de al menos tres años. Segundo, se ha valorado la posibilidad de que no pudiera utilizarse la

muestra completa en la modelización de la función de costes. Contrastado este hecho, a través de la aceptación del mayor número de restricciones teóricas que pueden imponerse sobre la función de costes, se ha comprobado la necesidad de reducir tanto la muestra inicial de cajas de ahorros como la de bancos, en once y siete entidades respectivamente.

Con las cajas de ahorros se ha formado un panel de datos desde 1986 hasta 1989, mientras que en el caso de los bancos comprende de 1987 a 1989. La utilización de un panel con una dimensión temporal de cuatro y tres años permite estimar los efectos individuales de cada entidad, que recogen el impacto de las variables omitidas en las ecuaciones estimadas.

Los datos utilizados han sido extraídos de los anuarios estadísticos, balances y cuentas de resultados publicados por la Asociación Española de Banca (AEB) y la Confederación Española de Cajas de Ahorros (CECA). Todas las variables monetarias han sido expresadas en unidades de 1989, utilizando para ello los deflatores implícitos del PIB.

En la literatura aplicada es frecuente encontrar modelizaciones parciales de funciones de costes en las que la variable dependiente consiste en algún subagregado de los costes variables totales. Por ejemplo, en numerosos trabajos se ha discutido la conveniencia de incluir en la modelización los costes financieros<sup>3</sup>. En la mayoría de ellos sólo se han estimado los costes operativos (gastos de personal y generales). Sin embargo, dicha separación no resulta correcta dada la posible existencia de algunos inputs sustitutivos. Las cuentas de alta remuneración (por ejemplo, los depósitos a plazo fijo) llevan asociados unos servicios bancarios menores, y por consiguiente unos menores costes operativos, pero son altamente sustitutivos de otros tipos de depósitos como las cuentas corrientes y de ahorro, que dan lugar a la mayor parte de los costes operativos.

---

<sup>3</sup>Véanse los trabajos de Benston, Berger, Hanweck y Humphrey (1983); Gilligan y Smirlock (1984); Benston, Hanweck y Humphrey (1982); Hunter y Time (1986), Berger, Hanweck y Humphrey (1987); Raymond y Repilado (1989); y Gual, Jiménez y Vives (1990).

La variable de costes que se ha modelizado incluye los costes variables más representativos: costes financieros, gastos de personal, gastos generales y gastos en inmuebles (fundamentalmente alquileres). Por consiguiente, no se han incluido aquellos costes que, teniendo la característica de ser intrínsecamente variables, son parcialmente discrecionales en su cuantía. Como ejemplo de los mismos están las dotaciones a los fondos de pensiones de los trabajadores. En condiciones normales, dichas contribuciones serán proporcionales a los salarios de los trabajadores. Sin embargo, éste no ha sido el caso de las dotaciones efectuadas en estos últimos años, en los que las entidades han tenido que completar aceleradamente estos fondos de pensiones, si bien es cierto que con claras diferencias entre ellas.

Por lo que respecta a los outputs Pérez y Doménech (1990a) y Doménech (1991a) proponen la utilización de *variables flujo*. Las posibilidades de contrastar la existencia de economías de alcance o gama en estas entidades queda supeditada al grado de desagregación que se pueda alcanzar con las medidas utilizadas. La separación completa de todas las tareas productivas es imposible con la información pública que suministran bancos y cajas de ahorros, a lo que se une el hecho de que, incluso si pudiera obtenerse un grado de desagregación muy elevado, su tratamiento econométrico sería inviable.

En la función de costes finalmente estimada el output bancario ha sido dividido en tres categorías con la finalidad de detectar las posibles complementariedades entre ellas:

PRIC = Productos financieros de inversiones crediticias

PRNIC = Productos financieros de los restantes activos rentables

COMIS = Ingresos por comisiones de actividades de activo y de pasivo

En la modelización que se propone de la función de costes se consideran tres grandes grupos de inputs variables:

- Recursos ajenos
- Empleo
- Otros inputs variables

A su vez, cada uno de los grupos anteriores está compuesto por inputs diferenciados. Como ejemplo, los recursos ajenos consisten básicamente en acreedores (con una gran diversidad de tipos de cuentas), recursos de intermediarios financieros, recursos del Banco de España y empréstitos. Por lo que respecta al empleo, la existencia de distintas categorías pone de manifiesto la diversa cualificación del factor trabajo. Por último, en el grupo de otros inputs variables se encuentran aquellos factores que generan gastos tales como transportes de fondos, publicidad, consumo de materiales fungibles, tributos, etc..

Sin embargo, los problemas para la obtención y utilización de sus respectivos precios en la función de costes son numerosos. En primer lugar, aun suponiendo que pudieran obtenerse todos estos precios, su utilización en la fase de estimación sería posiblemente inviable (debido a la insuficiencia de grados de libertad). Segundo, muchos de ellos serían casi idénticos para todas las entidades (por ejemplo, tipos de interés en el interbancario, tributos, etc..), por lo que tampoco serían significativos en la estimación. Por último, la mayor limitación proviene de la imposibilidad de obtener precios de numerosos inputs. Teniendo en cuenta estas limitaciones, de los inputs antes enumerados, las informaciones públicas permiten obtener con cierta fiabilidad únicamente precios agregados relativos a recursos ajenos de acreedores y empleo.

La forma tradicional de obtener el precio de los recursos ajenos de acreedores consiste en aplicar la siguiente expresión:

$$\text{TIPO} = \frac{\text{COSTES FINANCIEROS DE ACREEDORES}}{\text{ACREEDORES MEDIOS}}$$

Sin embargo, como se ha indicado con anterioridad, la diversidad de cuentas ocasiona que parte de las diferencias observadas entre entidades en la variable así construida se deban a la distinta importancia de cada tipo de depósito. En este trabajo, se ha utilizado como coste de los recursos de acreedores la variable TIPO1, que se ha obtenido tras eliminar de TIPO la variabilidad debida a la heterogeneidad de la estructura del pasivo<sup>4</sup>.

Por lo que respecta a los salarios ( $w$ ), el problema es similar al anterior. Como ejemplo, una entidad puede estar pagando salarios más elevados como resultado de contratar trabajadores de mayor cualificación. Los datos públicos de las entidades bancarias no permiten distinguir nítidamente las diferencias en la cualificación del factor trabajo, pero puede ser utilizada como proxy la agrupación del empleo en distintas categorías laborales. Los costes laborales por trabajador se han definido dividiendo los gastos de personal a final del ejercicio por el número de trabajadores<sup>5</sup>. Como puede observarse se han excluido las dotaciones a los fondos de pensiones que, como ya se ha comentado, han sido completados de forma diferente por cada entidad. La variable finalmente utilizada,  $w_1$ , resulta de eliminar de  $w$  la variabilidad debida a la distinta composición del empleo<sup>6</sup>.

En las entidades financieras puede considerarse la utilización de dos inputs fijos: activos fijos y *free capital*. El principal problema al tratar de cuantificar el volumen de inputs fijos es que se carece de variables que representen de forma precisa el stock de capital utilizado a los precios de

---

<sup>4</sup>En el anexo figuran las variables utilizadas y las ecuaciones estimadas para bancos y cajas que describen su influencia sobre la variable TIPO.

<sup>5</sup>El número de trabajadores utilizado para el caso de las cajas de ahorros ha sido el dato al final del ejercicio. Para estas entidades, esta variables no presenta grandes oscilaciones de un año a otro. Sin embargo, en el caso de la banca privada se han observado en algunos casos elevados cambios lo que explica que al emplear el número de trabajadores medios, definido como la media de dos años consecutivos, los resultados mejorasen; mientras que en el caso de las cajas de ahorros tal mejora era prácticamente nula.

<sup>6</sup>Véase el anexo para la descripción de las variables utilizadas y los resultados de las ecuaciones estimadas.

mercado. Las regulaciones contables de los balances no son continuas y, por consiguiente, el uso de la información disponible permite una aproximación sólo parcial al stock de inputs fijos.

Por definición, la agregación (monetaria) de los activos fijos y del *free capital* se corresponde al volumen total de recursos propios. Esta variable puede considerarse como un input fijo, ya que está sometida a importantes regulaciones por parte de la autoridad monetaria, por lo que las entidades bancarias no pueden elegir el volumen óptimo de los mismos a los precios vigentes en el mercado. Por otro lado, incluso si se obvia la limitación anterior, las entidades bancarias no acuden constantemente a los mercados de capitales para determinar su volumen óptimo de recursos propios a corto plazo, sino que las ampliaciones de capital y las dotaciones a reservas se realizan bajo criterios de optimización a medio o largo plazo. En el caso de las cajas de ahorros, el problema de acceso a los mercados de capitales ha sido una de las limitaciones mayores a las que han tenido que hacer frente en los últimos años para asegurar la consecución de los criterios de solvencia impuestos por el Banco de España. La variable que se ha definido como aproximación al volumen de inputs fijos ha sido los recursos propios ( $K$ ) que comprende el fondo de dotación, las reservas y las financiaciones subordinadas.

En la ecuación estimada también se han incluido otras variables como son el número de oficinas ( $NO$ ), con la finalidad de evaluar las economías de escala a nivel de planta; el volumen de operaciones técnicas de seguros ( $OTS$ ), que permite distinguir a las cajas de ahorros que operan en el mercado<sup>7</sup> de

---

<sup>7</sup>La inclusión de la variable  $OTS$  plantea el problema de que para la mayor parte de las cajas de ahorros su volumen de operaciones de seguros es nulo, por lo que su logaritmo queda indefinido. La solución adoptada consiste en suponer que todas estas entidades presentan al menos una unidad de operaciones de este tipo, por lo que su logaritmo es cero, lo que no afecta a los resultados obtenidos. Esta variable lógicamente no se ha utilizado en la ecuación definida para la banca privada, ya que ninguna entidad opera con este tipo de cuentas.

seguros; la participación de las cuentas corrientes<sup>8</sup> y de ahorro sobre los depósitos privados (ESTRPAS1); la participación de los depósitos privados sobre los acreedores (ESTRPAS2); el tamaño medio de las cuentas corrientes, de ahorro y plazo; y la participación de directivos, titulados y oficiales (ésta última categoría solo en las cajas de ahorros) sobre el empleo medio.

### 3.2.- Modelo econométrico y resultados.

Con los paneles de datos formados por las 65 cajas de ahorros que componen la muestra para el periodo 1986-1989 y los 54 bancos privados para 1987-89, se ha procedido a estimar una función de costes en la que se ha incluido una variable que recoge los efectos específicos de cada entidad, provocados por características inobservables e invariantes en el tiempo. Estos efectos individuales permiten tener en cuenta los precios omitidos de algunos de los inputs anteriormente comentados, así como otras variables que por el tipo de información disponible no pueden ser incluidas en la función de costes: problemas en la medida del stock de inputs fijos utilizados y variables organizativas propias de cada entidad.

Estos efectos individuales de cada entidad ( $a_j$ ) se han estimado aplicando el modelo de efectos fijos a una función de costes que adopta la forma funcional *translog* descrita por la ecuación (18) con las variables definidas en la sección anterior. Al aplicar el *lema de Shephard* a la ecuación (18) se obtiene:

---

<sup>8</sup>En el caso de la banca privada sólo se incluyen cuentas corrientes.

$$\frac{\partial \ln CV^a}{\partial \ln W1} = \frac{\partial CV^a}{\partial W1} \frac{W1}{CV^a} = \frac{\text{GASTOS DE PERSONAL}}{\text{COSTES VARIABLES}} = M_1^a$$

$$\frac{\partial \ln CV^a}{\partial \ln TIPO1} = \frac{\partial CV^a}{\partial TIPO1} \frac{TIPO1}{CV^a} = \frac{\text{COSTES FINAN. DE ACREEDORES}}{\text{COSTES VARIABLES}} = M_2^a$$

por lo que  $M_3^a = 1 - M_1^a - M_2^a$  es la participación de los costes debidos a los restantes inputs variables, de los que no se han incluido sus precios en la función modelizada, sobre los costes variables. Teniendo en cuenta esto, la aplicación de la hipótesis de homogeneidad en precios de la función de costes implica:

$$\beta_1 + \beta_2 = 1 - M_3^a \quad (19)$$

Sin embargo, en la literatura empírica sobre este tema es frecuente encontrar como restricción que  $\sum_i \beta_i = 1$ , en donde el número de inputs, de los que se incluyen sus precios, es evidentemente menor que el número de inputs realmente utilizados por las entidades bancarias, por lo que la interpretación de los valores de los parámetros así estimados será errónea<sup>9</sup>. Esto mismo ocurre con las restantes restricciones impuestas al exigir homogeneidad en precios, ya que en el modelo especificado por la ecuación (3.1) se tendrá que:

$$\sum_i \beta_{ij} \neq 0, \forall j ; \sum_i \rho_{ir} \neq 0, \forall r ; \sum_i \beta_{ik} \neq 0; \sum_i \lambda_i \neq 0; \sum_i \beta_{it} \neq 0 ; \sum_i \delta_i \neq 0 \quad (20)$$

al no haber incluido los productos cruzados con los precios de los inputs omitidos.

<sup>9</sup>En casi todos los trabajos empíricos (la mayoría de ellos para el sistema bancario norteamericano) sólo se incluyen los salarios, un tipo de interés promedio o representativo de los depósitos, y el coste o alquiler por m<sup>2</sup> de los locales en las zonas en las que actúa cada empresa.

Una forma de garantizar implícitamente la hipótesis de homogeneidad en precios de la función de costes consiste en aplicar adecuadamente el *lema de Shephard*. Supóngase que a partir de (17) se estiman las siguientes ecuaciones:

$$M_1^a = \left[ \beta_1^m + \sum_j \beta_{1j}^m \ln(k_{fj} p_j) + \sum_r \rho_{1r}^m \ln y_r + \beta_{1k}^m \ln K + \delta_1^m \ln NO + \lambda_1^m \ln OTS + \beta_{1t}^m t \right] \\ k_1^{-1} \left[ k_1 M_1^a + k_2 M_2^a + k_3 M_3^a \right] + u_1 \quad (21)$$

$$M_2^a = \left[ \beta_2^m + \sum_j \beta_{2j}^m \ln(k_{fj} p_j) + \sum_r \rho_{2r}^m \ln y_r + \beta_{2k}^m \ln K + \delta_2^m \ln NO + \lambda_2^m \ln OTS + \beta_{2t}^m t \right] \\ k_2^{-1} \left[ k_1 M_1^a + k_2 M_2^a + k_3 M_3^a \right] + u_2 \quad (22)$$

Si el *lema de Shephard* se cumple, las ecuaciones (21) y (22) coincidirán con las derivadas de (18) respecto a  $w_1$  y  $TIPO1$  (aceptándose que  $\beta_1 = \beta_1^m$ ,  $\beta_2 = \beta_2^m, \dots, \beta_{2t} = \beta_{2t}^m$ ), lo que junto con la restricción de que  $M_3^a = 1 - M_1^a - M_2^a$ , implica que la participación de los costes debidos a los restantes inputs pueda expresarse como :

$$M_3^a = \left[ \beta_3 + \sum_j \beta_{3j} \ln(k_{fj} p_j) + \sum_r \rho_{3r} \ln y_r + \beta_{3k} \ln K + \delta_3 \ln NO + \lambda_3 \ln OTS + \beta_{3t} t \right] \\ k_3^{-1} \left[ k_1 M_1^a + k_2 M_2^a + k_3 M_3^a \right] + u_3 \quad (23)$$

de forma que (para  $i, j = 1 \dots 3$  inputs;  $r = 1 \dots 3$  outputs) expresando todas las variables salvo  $M_1^a$ ,  $M_2^a$  y  $M_3^a$  en desviaciones respecto a sus medias y teniendo en cuenta la aceptación de las restricciones de igualdad de los coeficientes en las distintas ecuaciones, se tiene:

$$\sum_i \beta_i = 1, \quad \sum_{ij} \beta_{ij} = 0, \quad \sum_i \rho_{ir} = 0, \quad \sum_i \beta_{ik} = 0, \quad \sum_i \lambda_i = 0, \quad \sum_i \beta_{it} = 0, \quad \sum_i \delta_i = 0 \quad (24)$$

Las estimaciones de estas ecuaciones junto con las de la función de costes serán insesgadas siempre que la covarianza entre las variables omitidas y no omitidas sea nula. Esta hipótesis puede ser aceptada si, como se ha indicado con anterioridad, muchos de los precios omitidos se consideran constantes para las entidades utilizadas en la muestra.

El sistema de ecuaciones estimado está formado por las ecuaciones (18), (21) y (22), sobre el que se ha contrastado que los parámetros que aparecen en más de una ecuación sean iguales. Por ser la función *translog* una aproximación a la verdadera función de costes cuando todas las variables toman el valor uno, se ha expresado el modelo en desviaciones respecto a la media, a excepción lógicamente de las que representan la participación de los inputs en los costes variables totales ( $M_1$  y  $M_2$ ), lo que permite estimar  $\beta_1$  y  $\beta_2$  adecuadamente. Esta transformación simplifica la estimación, ya que elimina buena parte de los parámetros  $k_i$  antes de proceder a transformar nuevamente las variables que aparecen en (18) para eliminar los efectos fijos individuales. Puede comprobarse que al ser los distintos  $k_i$  invariantes entre empresas y en el tiempo, se cumple la siguiente igualdad, que simplifica todas aquellas variables en las que aparece  $k_i p_i$ :

$$\ln k_{f_{ist}} p_i - \frac{1}{T N} \sum \sum \ln k_{f_{ist}} p_i = \ln p_{ist} - \frac{1}{T N} \sum \sum \ln p_{ist} \quad (25)$$

$t = 1 \dots T, S = 1 \dots S$  (entidades),  $i = \text{inputs}$

Por otro lado, la ecuación (18) ha sido transformada para estimar los efectos fijos individuales ( $\alpha_s$ ), de forma que las observaciones de las variables son transformadas en desviaciones respecto a las medias temporales para cada entidad, según la siguiente expresión:

$$\ln x_{st}^* = \ln x_{st} - \frac{1}{T} \sum_t \ln x_{st} = \ln x_{st} - \overline{\ln x}_s \quad (26)$$

lo que permite, obtener al considerar los efectos fijos invariantes en el tiempo:

$$\ln CV_{st} - \overline{\ln CV}_s = \mathbf{B}'(\ln x_{st} - \overline{\ln x}_s) + (u_{st} - \bar{u}_s) \quad s=1,\dots,S \quad t=1,\dots,T \quad (27)$$

donde  $x$  es el vector formado por todas las variables independientes incluidas en la ecuación (18). Se ha comprobado que esta transformación presenta como ventaja adicional la reducción de la correlación entre las variables, fundamentalmente entre los productos cruzados de las mismas, lo que afecta positivamente a los resultados al reducir uno de los problemas en la estimación de la función *translog*, ya que el elevado número de parámetros introducidos suele provocar serios problemas de multicolinealidad.

El método de estimación empleado utiliza la técnica de *máxima verosimilitud con información completa*. Como el número de ecuaciones estimadas (tres) es menor que el número de variables endógenas, se ha hecho uso de la siguiente identidad:

$$M_1^a + M_2^a + M_3^a \equiv 1$$

La no aceptación de las restricciones impuestas al aplicar la versión expuesta del *lema de Shephard* puede tener como causa al menos una de las siguientes:

- Las entidades no minimizan costes.
- Las variables utilizadas en el proceso de estimación no representan adecuadamente los outputs o precios de los factores productivos.
- La no inclusión de los precios de algunos inputs afecta a los resultados de forma que ciertos coeficientes estimados están sesgados.
- Problemas por la ausencia de homogeneidad entre entidades en la muestra utilizada.

El contraste del *lema de Shephard*, y su imposición a la ecuación estimada es uno de los escollos más importantes al estimar una función de costes<sup>10</sup>. La razón fundamental de este problema consiste en verificar los valores de unos coeficientes obtenidos con una información muy limitada sobre los precios de los inputs variables, y estimados gracias a la variabilidad de esos precios en la muestra utilizada. No hay que olvidar que, desde el punto de vista econométrico, la inclusión de variables adicionales al output se realiza por la necesidad de separar estadísticamente los movimientos a lo largo de la curva de costes medios conforme la empresa cambia de tamaño, de los desplazamientos de dicha curva debidos a esas variables adicionales, distintas para cada empresa, al utilizar datos de corte transversal. En el caso hipotético de que todas las empresas difirieran únicamente en el tamaño y composición de su producción (y por tanto que no existieran siquiera efectos fijos individuales), no se observarían desplazamientos en la curva de costes medios, y por tanto sólo podría estimarse una relación entre los costes y el output. Ello no negaría la existencia de una función de costes con las propiedades descritas en el capítulo segundo, sino que evidencia la imposibilidad de estimar todos los parámetros de dicha función y, por tanto, de contrastar la conducta minimizadora de las empresas.

En los trabajos aplicados que utilizan las propiedades de la función de costes, se imponen *a priori* dichas propiedades, incluida en algunos casos la minimización de los costes por sus implicaciones en la estimación de la función *translog*, sin que estas propiedades sean debidamente contrastadas<sup>11</sup>. Si las restricciones que implican estas hipótesis no son aceptadas, se

---

<sup>10</sup>La principal conclusión a la que llega Appelbaum (1978) tras rechazar en todos los casos los contrastes asociados a las hipótesis de dualidad entre una función de costes y una de producción (con datos utilizados en un trabajo de Berndt y Christensen (1974)), es que hay que tener mucho cuidado en la interpretación de los resultados obtenidos de la aplicación de la teoría neoclásica de la producción.

<sup>11</sup>Como ejemplo de ello en alguno de los trabajos más recientes, pueden consultarse los realizados por Evanoff, Israilevich y Merris (1989), Hunter y Time (1990), Conigliani, De Bonis, Motta y Parigi (1991) y Berger y Humphrey (1991).

imponen unos valores en los parámetros estimados que no son corroborados por los datos utilizados, de forma que la curva de costes medios estimada no separa convenientemente los movimientos a lo largo de la misma de desplazamientos de las curvas de costes medios individuales.

La estrategia seguida en este trabajo es diferente, al imponer únicamente aquellas restricciones que hayan sido previamente aceptadas con los contrastes efectuados, de forma que la relación entre costes y output no se vea alterada por hipótesis rechazables desde el punto de vista estadístico.

Los contrastes de homogeneidad en los coeficientes de las ecuaciones (18), (21) y (22) realizados sobre los modelos inicialmente estimados aparecen en la tabla 1. Como puede apreciarse, tanto para los bancos privados como para las cajas de ahorros puede aceptarse la mayor parte de dichas restricciones sobre los parámetros, incluida la igualdad entre el parámetro  $k_t$  (recursos de acreedores) y  $k_r$  (resto de los inputs), al imponer que  $k_t$  (empleo) es por definición igual a la unidad, según la regla de normalización elegida<sup>12</sup>. Sin embargo, tanto para bancos como para cajas se rechaza el que  $\beta_1 = \beta_1^m$  y  $\beta_2 = \beta_2^m$ .

Los resultados de las estimaciones de las ecuaciones (18), (21) y (22) según los modelos restringidos para las muestras analizadas aparecen en las tablas 2 y 3, en los que las variables de la ecuación (18) están en desviaciones respecto a las medias individuales según la expresión (26). Las restricciones impuestas sobre los parámetros son las aceptadas en la tabla 1, salvo la igualdad entre  $k_t$  y  $k_r$ .

---

<sup>12</sup>Cuando la muestra de cajas de ahorros se amplía a las 76 entidades, el estadístico resultante para el contraste de homogeneidad (con 18 restricciones) de los parámetros de la tabla 9 se eleva a 53,25 con un nivel de significación del 0.0%. En el caso de los bancos, al ampliar la muestra a 60 bancos, eliminando entidades de las que no se disponen de algunos datos o que se encuentran en procesos de fusión o en liquidación, la estimación no lineal del sistema de ecuaciones presenta problemas de convergencia.

**TABLA 1**  
**APLICACION DE LA VERSION LEMA DE SHEPHARD SOBRE**  
**EL SISTEMA DE ECUACIONES (18), (21) y (22)**  
**TEST DE WALD**

Coeficientes de (18) sobre los que se aplica la restricción de homogeneidad con (21) y (22)	N°Restr.	$\chi^2$	Nivel Sign. %
<b>CAJAS DE AHORROS</b>			
$\beta_{ij}, \rho_{ij}, \psi_i, \delta_i, \lambda_i, \phi_i$	18	23.23	18.21
$\beta_{ij}, \rho_{ij}, \psi_i, \delta_i, \lambda_i, \phi_i$ } $k_t = k_r$	19	24.27	18.59
$\beta_i, \beta_{ij}, \rho_{ij}, \psi_i, \delta_i, \lambda_i, \phi_i$	20	35.09	1.96
<b>BANCA PRIVADA</b>			
$\beta_{ij}, \rho_{ij}, \psi_i, \delta_i, \phi_i$	16	24.24	8.44
$\beta_{ij}, \rho_{ij}, \psi_i, \delta_i, \phi_i$ } $k_t = k_r$	17	25.53	8.35
$\beta_i, \beta_{ij}, \rho_{ij}, \psi_i, \delta_i, \phi_i$	18	52.42	0.00

**TABLA 2**  
**MODELO RESTRINGIDO PANEL: 65 CC.AA. (1986-1989)**

Ecuación 18					
(CV <sup>a</sup> )					
Variable	Coefic. t-ratio		Variable	Coefic. t-ratio	
Constante	-		(lnW1)(lnK)	-0.023	-1.80
lnPRIC	0.404	14.08	(lnTIPO1)(lnK)	0.008	0.74
lnPRNIC	0.306	15.46	t	0.001	0.12
lnCOMIS	0.029	2.84	lnOTS	0.003	1.64
1/2(lnPRIC) <sup>2</sup>	0.078	1.00	lnNO	0.203	9.86
1/2(lnPRNIC) <sup>2</sup>	0.110	4.04	(lnNO) <sup>2</sup>	-	-
1/2(lnCOMIS) <sup>2</sup>	0.059	2.08	(lnW1)(lnNO)	0.084	6.90
(lnPRIC)(lnCOMIS)	-0.062	-1.50	(lnTIPO1)(lnNO)	-0.073	-5.66
(lnPRIC)(lnPRNIC)	-0.107	-3.10	lnESTRPAS1	-0.206	-7.35
(lnPRNIC)(lnCOMIS)	0.039	2.01	lnECUAL	0.055	2.08
lnW1	0.298	7.95	lnTMDEPOS	0.038	1.53
lnTIPO1	0.400	9.22	(lnW1)t	-0.014	-4.20
1/2(lnW1) <sup>2</sup>	0.107	3.44	(lnTIPO1)t	0.024	8.46
1/2(lnTIPO1) <sup>2</sup>	0.225	5.82	(lnW1)(lnOTS)	-0.004	-1.65
(lnW1)(lnTIPO1)	-0.132	-5.14	(lnTIPO1)(lnOTS)	0.004	2.01
(lnW1)(lnPRIC)	0.012	0.71	(lnPRIC)(lnK)	0.076	2.40
(lnW1)(lnPRNIC)	-0.077	-6.44	(lnPRNIC)(lnK)	-0.048	-2.62
(lnW1)(lnCOMIS)	0.008	0.85	(lnCOMIS)(lnK)	-0.055	-2.07
(lnTIPO1)(lnPRIC)	-0.020	-1.39	(lnPRIC)t	0.021	2.44
(lnTIPO1)(lnPRNIC)	0.106	9.32	(lnPRNIC)t	-0.015	-2.49
(lnTIPO1)(lnCOMIS)	-0.032	-3.74	(lnCOMIS)t	-0.000	-0.10
(lnK)	0.036	3.23			
k <sub>l</sub>	1.0	-			
k <sub>t</sub>	0.430	6.63			
k <sub>r</sub>	0.379	6.70			
N.Observ.: 260		R <sup>2</sup> = 0.9780	R <sup>-2</sup> = 0.9737	σ̃ = 0.01731	

Variables en desviaciones respecto a las medias individuales.

TABLA 2 (Continuación)  
 MODELO RESTRINGIDO PANEL: 65 CC.AA. (1986-1989)

		ECUACION 21 (%G.Personal)		ECUACION 22 (%C.F.Acreead.)	
Variable	Coefic.	t-ratio	Variable	Coefic.	t-ratio
Constante	0.435	12.52	Constante	0.434	13.41
lnPRIC	0.012	0.71	lnPRIC	-0.020	-1.39
lnPRNIC	-0.077	-6.44	lnPRNIC	0.106	9.32
lnCOMIS	0.008	0.85	lnCOMIS	-0.032	-3.74
lnW1	0.107	3.44	lnW1	-0.132	5.14
lnTIPO1	-0.132	-5.14	lnTIPO1	0.225	5.82
lnK	-0.023	-1.80	lnK	0.008	0.74
lnNO	0.084	6.90	lnNO	-0.073	-5.66
lnOTS	-0.004	-1.65	lnOTS	0.004	2.01
t	-0.014	4.20	t	0.024	8.46
k <sub>l</sub>	1.00	-	k <sub>l</sub>	1.00	-
k <sub>t</sub>	0.430	6.63	k <sub>t</sub>	0.430	6.63
k <sub>r</sub>	0.379	6.70	k <sub>r</sub>	0.379	6.70
N <sub>2</sub> Observ.:	260		N <sub>2</sub> Observ.:	260	
R <sub>2</sub>	0.7254		R <sub>2</sub>	0.3846	
R <sub>-2</sub>	0.7132		R <sub>-2</sub>	0.3573	
σ̃	0.0231		σ̃	0.0508	

VARIABLES explicativas en desviaciones respecto a las medias muestrales.

TABLA 3

MODELO RESTRINGIDO PANEL: 54 BANCOS PRIVADOS (1987-1989)

ECUACION 18					
(CV <sup>a</sup> )					
Variable	Coefic.	t-ratio	Variable	Coefic.	t-ratio
Constante	-		(lnW1)(lnK)	0.035	2.48
lnPRIC	0.374	5.97	(lnTIPO1)(lnK)	-0.020	-1.38
lnPRNIC	0.267	7.83	t	-0.023	-2.59
lnCOMIS	0.033	1.10	lnOTS	-	
1/2(lnPRIC) <sup>2</sup>	0.295	3.79	lnNO	0.260	5.32
1/2(lnPRNIC) <sup>2</sup>	0.183	4.72	(lnNO) <sup>2</sup>	0.024	2.08
1/2(lnCOMIS) <sup>2</sup>	-0.042	-0.94	(lnW1)(lnNO)	0.067	5.19
(lnPRIC)(lnCOMIS)	-0.012	-0.23	(lnTIPO1)(lnNO)	-0.011	-0.70
(lnPRIC)(lnPRNIC)	-0.228	-6.01	lnESTRPAS1	0.014	0.54
(lnPRNIC)(lnCOMIS)	0.031	1.15	lnECUAL	0.082	3.88
lnW1	0.381	3.65	lnTMDEPOS	0.063	2.07
lnTIPO1	0.083	0.09	(lnW1)t	-0.013	-2.16
1/2(lnW1) <sup>2</sup>	0.167	4.42	(lnTIPO1)t	0.017	2.19
1/2(lnTIPO1) <sup>2</sup>	0.238	4.57	(lnW1)(lnOTS)	-	
(lnW1)(lnTIPO1)	-0.188	-4.80	(lnTIPO1)(lnOTS)	-	
(lnW1)(lnPRIC)	-0.016	-0.69	(lnPRIC)(lnK)	-0.089	-2.09
(lnW1)(lnPRNIC)	-0.097	-7.31	(lnPRNIC)(lnK)	0.011	0.36
(lnW1)(lnCOMIS)	0.011	0.96	(lnCOMIS)(lnK)	0.062	1.74
(lnTIPO1)(lnPRIC)	-0.015	-0.68	(lnPRIC)t	-0.009	-0.62
(lnTIPO1)(lnPRNIC)	0.056	4.35	(lnPRNIC)t	0.020	1.67
(lnTIPO1)(lnCOMIS)	-0.015	-1.21	(lnCOMIS)t	-0.007	-0.86
(lnK)	0.012	0.64			
k <sub>l</sub>	1.0	-			
k <sub>t</sub>	0.299	3.18			
k <sub>r</sub>	0.173	3.31			
N.Observaciones=	162		R <sup>2</sup> = 0.9761	R <sup>-2</sup> = 0.9682	σ̃ <sup>2</sup> = 0.02261

Variables en desviaciones respecto a las medias individuales.

TABLA 3 (Continuación)  
 MODELO RESTRINGIDO PANEL: 54 BANCOS PRIVADOS (1987-1989)

		ECUACION 21 (%G.Personal)		ECUACION 22 (%C.F.Acreead.)	
Variable	Coefic.	t-ratio	Variable	Coefic.	t-ratio
Constante	0.526	7.03	Constante	0.361	5.80
lnPRIC	-0.016	-0.69	lnPRIC	-0.015	-0.68
lnPRNIC	-0.097	-7.31	lnPRNIC	0.056	4.36
lnCOMIS	0.011	0.96	lnCOMIS	-0.015	-1.21
lnW1	0.167	4.42	lnW1	-0.188	-4.79
lnTIPO1	-0.188	-4.79	lnTIPO1	0.238	4.57
lnK	0.034	2.48	lnK	-0.020	-1.39
lnNO	0.067	5.19	lnNO	-0.011	-0.70
lnOTS	-	-	lnOTS	-	-
t	-0.013	-2.16	t	0.017	2.18
k <sub>l</sub>	1.00	-	k <sub>l</sub>	1.00	-
k <sub>t</sub>	0.299	3.18	k <sub>t</sub>	0.299	3.18
k <sub>r</sub>	0.173	3.31	k <sub>r</sub>	0.173	3.31
N <sub>2</sub> Observ.:	162		N <sub>2</sub> Observ.:	162	
R <sub>-2</sub> <sup>2</sup>	0.8534		R <sub>-2</sub> <sup>2</sup>	0.4253	
R <sub>-2</sub>	0.8049		R <sub>-2</sub>	0.3832	
$\tilde{\sigma}$	0.0208		$\tilde{\sigma}$	0.0798	

VARIABLES explicativas en desviaciones respecto a las medias muestrales.

#### 4.- EFECTOS DE LAS VARIACIONES EN LOS PRECIOS SOBRE LOS COSTES VARIABLES.

En la ecuación de costes variables estimada (18) destaca el hecho de que, tanto en las cajas de ahorros como en los bancos, los parámetros  $k_i$  estimados dan lugar a correcciones en los precios relativos de los tres grupos de factores productivos variables. En ambos casos se puede aceptar que  $k_t$  y  $k_r$  son iguales, pero se rechaza la hipótesis de que  $k_l = k_t = k_r$ . Los valores estimados de los parámetros indican que el precio relativo del factor trabajo respecto al resto de los factores es considerado por estas empresas como superior al directamente observado con las variables utilizadas, aunque existen claras diferencias entre bancos y cajas. Como el análisis se efectúa sobre los precios relativos, las posibles interpretaciones de los resultados pueden sugerir tanto motivos por los que el precio del factor trabajo es considerado como superior al utilizado en las estimaciones realizadas, como otros por los que se dé el fenómeno contrario para los recursos de acreedores y restantes inputs variables.

El precio *sombra* del factor trabajo puede ser mayor que el observado por dos razones. En primer lugar por errores en la medición efectuada de los gastos de personal por empleado, en los que no se ha podido incluir las dotaciones efectuadas a los fondos de pensiones por las razones expuestas. En segundo lugar, pueden existir costes de ajuste o, fundamentalmente, regulaciones importantes (sobre ajustes en el empleo, despidos, etc.), que no pueden ser debidamente cuantificados en la variable utilizada  $w_l$ .

Por lo que respecta al costes de los recursos de acreedores, pueden aducirse dos razones por la que su precio *sombra* sea inferior al observado. La primera descansa en el hecho de que, desde el enfoque de la intermediación financiera, las empresas bancarias dedicadas a negocios que pueden considerarse como tradicionales necesitan de estos recursos para generar ingresos, de forma que la sustituibilidad de los mismos con otros inputs puede

ser limitada, incluso con los recursos propios (por no tener servicios de medios de pagos asociados). Además, es posible que un incremento en los costes de los mismos pueda ser trasladado a la clientela de activo. La segunda razón que puede utilizarse es la existencia de una competencia tal en la captación de recursos ajenos, que estas empresas estén dispuestas a soportar a corto plazo una elevación de sus costes financieros, bajo la sospecha de que existen relaciones de clientela por las que, una vez captados nuevos recursos estos permanecen estables en el pasivo. Este hecho puede tener una considerable importancia como pone de manifiesto la *batalla por el pasivo* desatada en los últimos años, a lo que hay que añadir la conducta tradicional (que ha podido ser contraria a la de minimización en los costes financieros, aunque sobre ello no existe evidencia empírica) de preocuparse especialmente por la posición ocupada en el *ranking* bancario.

En cuanto a los gastos generales, varias podrían ser las razones para considerar que su precio sombra fuese inferior al observado. En primer lugar, es necesario indicar que no han podido ser incluidos precios representativos de los inputs que dan lugar a estos gastos, si bien puede ocurrir que no existan grandes diferencias entre entidades, como se ha comentado. En segundo lugar, también es posible que una competencia muy elevada en la captación de recursos ajenos dé lugar a un incremento en los gastos de publicidad o al sobredimensionamiento de una red. En la medida que ésta se base también en oficinas cuyos locales son alquilados en vez de comprados, darán lugar a gastos de alquiler más elevados. Por otro lado, aún si la estrategia fuera de oficinas compradas, muchos gastos generales también se elevarían al estar fuertemente relacionados con el tamaño de la red. Alternativamente a las interpretaciones anteriores, los resultados pueden señalar que existe evidencia a favor de las hipótesis que sugieren la presencia de preferencias sobre un nivel elevado de los gastos generales<sup>13</sup> por parte de los directivos de estas empresas.

---

<sup>13</sup>Véase a modo de ejemplo la concisa panorámica realizada al respecto en el trabajo realizado por el equipo de la NOMISMA (1988), sobre el sistema bancario italiano.

Los resultados anteriores indican, en primer lugar, la necesidad de incluir los parámetros  $k_i$  en la estimación de la función de costes, al ser rechazada las hipótesis sobre la utilización de funciones de costes neoclásicas. Al mismo, tiempo ponen de manifiesto las dificultades existentes en la contrastación de hipótesis teóricas sobre la función de costes, al sugerir distintos supuestos alternativos como la posibilidad de errores de medida en las variables, costes de ajuste por los que los inputs dejan de ser totalmente variables, regulaciones o, incluso, conductas no minimizadoras asociadas a ciertos inputs.

A la vista de los resultados anteriores ¿qué puede decirse acerca de la conducta minimizadora de bancos y cajas?. Si este contraste se realiza utilizando como es tradicional el *lema de Shephard*, no pueden aceptarse todas las restricciones, aunque las cajas de ahorros están más cerca de su cumplimiento, lo que posiblemente pueda lograrse con alguna muestra diferente a la aquí empleada. Si la interpretación de los resultados de la estimación de la ecuación (18) es la de movimientos a corto plazo en la función de costes, el contraste realizado indicaría que bancos y cajas no satisfacen completamente las implicaciones de la minimización de costes a corto plazo, a pesar de que pueden aceptarse la mayor parte de la restricciones impuestas (tabla 1). Para las cajas de ahorros es la diferencia existente entre  $\beta_1$  y  $\beta_1^m$  (parámetros asociados a  $w_1$ ) la causante en mayor parte de rechazar el contraste realizado, mientras que en el caso de los bancos este hecho ha de ampliarse también a la diferencia entre  $\beta_2$  y  $\beta_2^m$  (parámetros asociados a  $TPO_1$ ).

Los parámetros estimados de (18), tras eliminar los efectos individuales e imponer las restricciones de una versión menos restrictiva del *lema de Shepard* sobre todos los coeficientes salvo a  $\beta_1$  y  $\beta_2$ , indican claras diferencias entre bancos y cajas de los efectos de un incremento en las variables  $w_1$  y  $TPO_1$ . Las elasticidades a corto plazo de los costes variables<sup>14</sup>

---

<sup>14</sup>Nuevamente el término corto plazo implica que los efectos individuales permanecen invariantes ante cambios de las variables.

respecto a ambos precios, en el punto de aproximación empleado en el que las variables están en desviaciones respecto a sus medias muestrales ( $\overline{\ln W_1} = \overline{\ln TIPO_1} = \dots = 0$ ), pueden expresarse como:

$$\frac{\partial \ln CV_a^a}{\partial \ln W_1} = \beta_1 + \frac{\sum_i (k_i^{-1} \beta_{1i})}{\sum_i k_i^{-1} M_i^s} \quad (28)$$

$$\frac{\partial \ln CV_a^a}{\partial \ln TIPO_1} = \beta_2 + \frac{\sum_i (k_i^{-1} \beta_{2i})}{\sum_i k_i^{-1} M_i^s} \quad (29)$$

Utilizando estas expresiones, la elasticidad a corto plazo estimada de los costes variables respecto a  $w_1$  varía del 0.223 de las cajas al 0.254 de los bancos. Sin embargo, las diferencias mayores se producen en la elasticidad respecto a  $TIPO_1$ : el 0.481 para cajas frente al 0.202 de los bancos, resultado sorprendente si se tiene en cuenta que, en promedio, la participación de los costes financieros de acreedores sobre los costes variables modelizados alcanza en promedio el 50.7% en el caso de la muestra de bancos. Este resultado, puede estar indicando nuevamente la existencia de problemas al estimar la función de costes cuando, por el tipo de información utilizada, se omiten variables que pueden ser relevantes, surgen serias dificultades para agregar precios de inputs heterogéneos o, principalmente, si algunas variables (en el caso que nos ocupa  $TIPO_1$ ) presentan escasas variaciones temporales respecto a la media para cada empresa, lo que tiene serias consecuencias al eliminar los efectos fijos individuales.

En resumen, la aplicabilidad de determinadas restricciones teóricas puede ser económicamente bastante limitada. Cuando se utilizan datos de corte transversal los parámetros estimados pueden ser sesgados al no tener en cuenta los efectos individuales sobre los costes de cada entidad. Cuando, por el contrario, dichos efectos se estiman en base a técnicas de datos de panel, las implicaciones de esas restricciones teóricas se enfrentan a problemas derivados de distinguir entre la distinta incidencia que los precios de los inputs pueden tener sobre movimientos a corto plazo de los costes y sobre los

propios efectos individuales de cada empresa. La transformación efectuada en las variables para eliminar el efecto individual puede tener consecuencias sobre los parámetros estimados. En el caso extremo de que las variables  $w_1$  y  $TPO_1$  fueran específicas para cada empresa pero invariables en el tiempo, su influencia sobre los costes variables sólo podría ser captada a través de la modelización de los efectos fijos, de forma que los denominados *efectos a corto plazo* desaparecerían y sólo se evaluarían los efectos de la variación de los precios al pasar de una entidad a otra.

## 5.- ECONOMIAS DE ESCALA A NIVEL DE EMPRESA Y DE PLANTA

Para comprobar el tipo de economías de escala en los costes variables, basta con obtener la elasticidad de los mismos en relación al output. Las ecuaciones estimadas ponen de manifiesto la necesidad de analizar lo que puede considerarse como economías de escala *aumentadas*, es decir, cuando se tienen también en cuenta los efectos de variaciones en el output sobre los efectos fijos, número de oficinas y recursos propios. Por consiguiente, la elasticidad estimada de los costes variables respecto al output es:

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial \ln CV^a}{\partial \ln FLUJOI} = & + \frac{\partial \ln CV^*}{\partial \ln PRIC} + \frac{\partial \ln CV^*}{\partial \ln PRNIC} + \frac{\partial \ln CV^*}{\partial \ln COMIS} \\
 & + \frac{\partial \ln a_s}{\partial \ln FLUJOI} + \frac{\partial \ln CV^a}{\partial \ln NO} \frac{\partial \ln NO}{\partial \ln FLUJOI} + \\
 & + \frac{\partial \ln CV^a}{\partial \ln K} \frac{\partial \ln K}{\partial \ln FLUJOI}
 \end{aligned} \tag{30}$$

donde  $CV^*$  representa la función de costes estimada en la ecuación (18) excluidos los efectos fijos. En los gráficos 1(a) y 1(b), se han representado las funciones de costes variables medios obtenidos tras simular estos últimos en función del output (con datos de 1989) para entidades que no operan en el mercado de seguros en el caso de las cajas de ahorros, manteniendo todas las restantes variables en sus valores medios (incluida las participaciones de las distintas categorías del output), salvo los recursos propios, el número de oficinas y los efectos fijos que varían con el output<sup>15</sup>. Como puede apreciarse, los costes medios parecen presentar ligeras economías de escala para las cajas de ahorros y ser relativamente estables para los bancos al alcanzar niveles para los que desaparecen las deseconomías iniciales. A pesar de que los residuos representados son reducidos teniendo en cuenta la dispersión de los costes medios de las empresas bancarias españolas<sup>16</sup>, en cualquier caso resulta evidente que la incidencia del tamaño de las entidades sobre los costes variables medios resulta ser poco importante, sobre todo en la banca privada, teniendo en cuenta que han sido removidos los efectos fijos individuales.

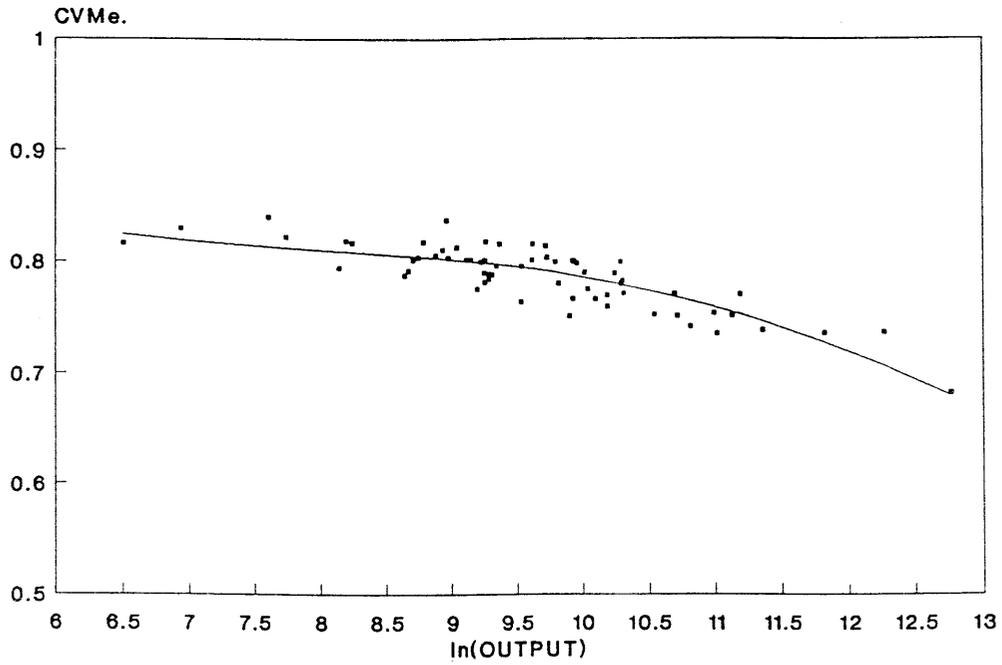
Otro aspecto destacable es que, según los resultados de la simulación realizada, las cajas de ahorros más grandes presentan costes variables medios inferiores (en torno a un 15%) que los de los bancos de tamaño similar, situación que se invierte, aunque con distinta magnitud, para las entidades más pequeñas.

---

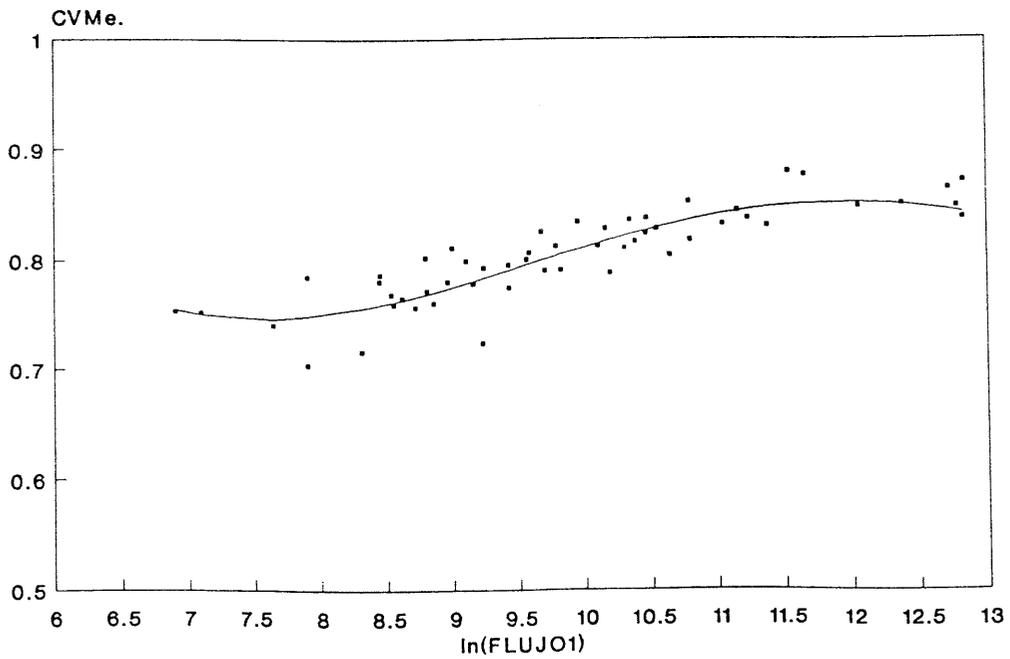
<sup>15</sup>No tener en cuenta estos efectos implica analizar las repercusiones de las variaciones del output sobre los costes variables, suponiendo que estas variaciones no afectan al número de oficinas, a los recursos propios y a los efectos fijos, por lo que se estarían evaluando únicamente los efectos a corto plazo, variando el tamaño de la planta. Como es lógico, el número de oficinas y el volumen de los recursos aumenta al hacerlo el tamaño. Del mismo modo, se ha comprobado que el output afecta positivamente a los efectos fijos, mientras que los recursos propios y las oficinas lo hacen negativamente. Las ecuaciones estimadas para estas tres variables pueden encontrarse en Doménech (1991b).

<sup>16</sup>Véase, por ejemplo, Gual, Jimenez y Vives (1990) y Domenech (1991a).

**GRAFICO 1(a)**  
**RESPUESTA DE CVMe. A VARIACIONES DEL**  
**OUTPUT Y RESIDUOS ESTIMADOS**  
**(SIMULACION CC.AA. 1989)**



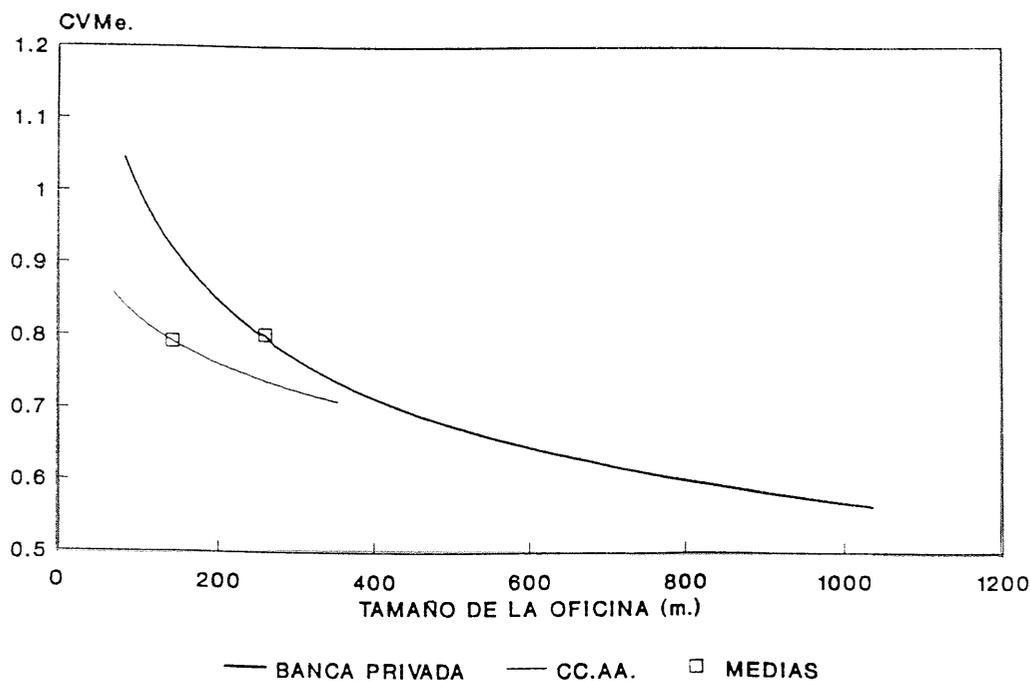
**GRAFICO 1(B)**  
**RESPUESTA DE CVMe. A VARIACIONES DEL**  
**OUTPUT Y RESIDUOS ESTIMADOS**  
**(SIMULACION B.PRIVADA 1989)**



Para evaluar la importancia de las economías de escala a nivel de oficina, se han simulado los efectos, en 1989, de una variación en el tamaño de la entidad sobre los costes variables medios, manteniendo el número de oficinas constante (así como las restantes variables y la composición del output) en torno a su valor medio, salvo los efectos fijos y los recursos propios. Los valores máximo y mínimo coinciden con los de las entidades con tamaños medios de sus oficinas en los extremos de la muestra utilizada para 1989, por lo que el recorrido para los bancos es muy superior al de las cajas de ahorros. Los resultados aparecen representados en el gráfico 2, en el que puede apreciarse que la intensidad de las economías de escala a nivel de planta resulta igual o mayor que las estimadas a nivel de empresa, dependiendo si se trata de cajas de ahorros o de bancos.

### GRAFICO 2

**COSTES VARIABLES Y TAMAÑO DE LA OFICINA**  
(SIMULACION CON DATOS DE 1989)



Como puede observarse, para las cajas de ahorros las economías a nivel de planta son tan importantes como las detectadas a nivel de empresa, y tienden a ser menos intensas para tamaños mayores. En la medida que existe cierta relación positiva entre el tamaño de la caja de ahorros y el tamaño medio de sus oficinas<sup>17</sup>, los resultados anteriores parecen indicar que las ventajas en costes medios asociadas al tamaño de la entidad provienen en buena medida de que las cajas más grandes utilizan oficinas mayores.

En el caso de los bancos, aparecen claras economías de escala a nivel de oficina a diferencia de lo que ocurre a nivel de empresa. De igual manera que para las cajas de ahorros, estas economías son menos intensas para tamaños grandes de las oficinas. A diferencia de las cajas, el tamaño de los bancos no presenta relación con el tamaño medio de sus oficinas, lo que explica que los resultados de los gráficos 1(a)-(b) y 2 sean diferentes. Por otro lado, estas economías son más intensas para los bancos que para las cajas, lo que corrobora la idea de los efectos que sobre el tamaño de la oficina tiene la distinta especialización bancaria de unas y otras entidades. En la medida que la importancia de los servicios de medios de pagos sea proporcionalmente mayor en las cajas que en los bancos, parece razonable que los costes medios respecto al tamaño de la oficina sean más rígidos a la baja que en el caso contrario.

---

<sup>17</sup>Véase Domenech (1991b).

## 6.- ECONOMÍAS DE ALCANCE O GAMA.

La medición de las economías en costes derivadas de la diversificación productiva queda supeditada a la desagregación alcanzada por las medidas de output empleadas. Esto significa que el análisis de las mismas realizado en este apartado se limita a las que puedan derivarse únicamente de la oferta de servicios bancarios en los tres grandes grupos considerados: inversiones crediticias, restantes inversiones productivas y servicios ligados al cobro de comisiones.

Las complementariedades en costes en la producción de dos servicios implican que el incremento en la producción de uno ellos ( $y_i$ ) reduce el coste marginal de producir el otro ( $y_j$ ), lo que utilizando la *translog* como forma funcional de la función de costes supone:

$$\frac{\partial^2 CV}{\partial y_i \partial y_j} = \frac{CV}{y_i y_j} \left[ \frac{\partial^2 \ln CV}{\partial \ln y_i \partial \ln y_j} + \frac{\partial \ln CV}{\partial \ln y_i} \frac{\partial \ln CV}{\partial \ln y_j} \right] < 0 \quad (31)$$

Como  $\frac{CV}{y_i y_j}$  es positivo, la existencia de economías de alcance parciales entre dos productos implica, que el término entre paréntesis de la expresión (3.17) sea negativo, lo que, con los parámetros de la ecuación (3.1) en torno al punto de aproximación en el que se ha realizado la estimación<sup>18</sup>, supone:

$$\alpha_{ij} + \alpha_i \alpha_j < 0 \quad (33)$$

Por otro lado, como el coste marginal es siempre positivo,  $\alpha_i$  y  $\alpha_j$  también será positivo, por lo que una condición necesaria para que se cumpla

---

<sup>18</sup>En Kolari y Zardkoohi (1987) puede encontrarse la demostración por la que se verifica que el test aplicado sobre la función translog, que contrasta la existencia de las complementariedades en costes en torno al punto de aproximación, es un test local y no global.

la expresión (33) es que  $\alpha_{ij}$  sea negativo. Según esta condición, de los resultados de la estimación de la ecuación (18) recogidos en las tablas 2 y 3 se desprende que no existen complementariedades entre PRNIC y COMIS., ni en bancos ni cajas de ahorros. Sin embargo, sí que se satisface esta condición necesaria entre PRIC y PRNIC, y entre PRIC y COMIS, aunque estos últimos coeficientes no son significativamente distintos de cero. Para comprobar si una vez satisfecha esta condición necesaria existen economías de alcance entre estas agrupaciones de servicios bancarios, basta con testar si estas complementariedades son significativamente distintas de cero, es decir, si se rechaza que  $\alpha_{ij} + \alpha_i \alpha_j = 0$ . Para ello se ha utilizado el test de Wald, que permite linealizar la restricción impuesta y realizar el contraste sin necesidad de estimar el correspondiente sistema de ecuaciones con una restricción no lineal.

Los resultados del test aplicado aparecen recogidos en la tabla 4, en donde se comprueba la existencia de complementariedades en costes entre PRIC y PRNIC únicamente entre los bancos privados.

TABLA 4  
ECONOMÍAS DE ALCANCE ESPECÍFICAS

*Resultados del test de Wald ( $H_0: \alpha_i \alpha_j + \alpha_{ij} = 0$ )*

Productos	$\alpha_i \alpha_j + \alpha_{ij}$	$\chi^2$	Niv. Sign. %
<u>CAJAS DE AHORROS</u>			
PRIC-PRNIC	0.0165	0.198	65.66
PRIC-COMIS	-0.0501	1.477	22.42
PRNIC-COMIS	0.0472	6.050	1.39
<u>BANCA PRIVADA</u>			
PRIC-PRNIC	-0.1324	8.522	0.00
PRIC-COMIS	0.0045	0.008	92.91
PRNIC-COMIS	0.0384	1.704	19.17

## 7.- RESUMEN Y CONCLUSIONES.

Las funciones de costes que se han estimado incluyen correcciones paramétricas en los precios de los inputs variables, que tratan de tener en cuenta la posible existencia de costes de ajuste o regulaciones en la contratación de esos factores, así como posibles errores de medida de dichos precios. La incidencia de estos factores sobre los costes de las empresas bancarias no ha sido analizada con anterioridad en el sistema bancario español.

Los resultados, tanto para cajas de ahorros como bancos, no permiten aceptar las restricciones impuestas sobre tales correcciones paramétricas al estimar una función de costes *neoclásica*, aunque la interpretación de las causas de este resultado es complicada, ya que pueden estar coexistiendo simultáneamente múltiples factores que justifique la estimación de una función de costes según el modelo de precios *sombra*. En concreto, los valores estimados de las correcciones paramétricas incluidas ( $k_1$ ) elevan el precio relativo del factor trabajo en relación a los restantes inputs variables (en mayor medida en bancos que en cajas de ahorros), mientras que puede aceptarse que no afecta al precio relativo de los recursos de acreedores respecto al resto de inputs variables, a excepción del empleo. Entre las razones enumeradas que se han utilizado para justificar estos resultados destacan la eliminación de las dotaciones de los fondos de pensiones en el cómputo del precio del factor trabajo, la posible presencia de costes de ajuste y regulaciones en la contratación de este factor, limitaciones a la sustituibilidad de los recursos de acreedores o los efectos de la competencia existente en la denominada *batalla del pasivo*.

Se ha comprobado que, tras el oportuno proceso de selección muestral, no pueden aceptarse totalmente las restricciones impuestas por el *lema de Shephard*, aunque sí la mayor parte de ellas. Estos resultados pueden estar condicionados por las técnicas de estimación empleadas con datos de panel al

remover los efectos fijos individuales de la función de costes y por los problemas de variables omitidas antes enumerados, por lo que la aplicabilidad de estas restricciones teóricas puede ser bastante limitada. Así pues, utilizando el instrumental analítico que brinda la estimación de funciones de costes, la controversia sobre si los bancos y cajas de ahorros minimizan costes no puede quedar zanjada, ya que los resultados permiten dos interpretaciones alternativas, igualmente válidas. La primera de ellas, concluiría que una aplicación estricta de *lema de Shephard* no permitiría aceptar la hipótesis sobre la conducta minimizadora, lo que se manifiesta en que se obtengan unas correcciones paramétricas sobre los precios, que indicarían precisamente distorsiones en la asignación de los recursos utilizados. La segunda interpretación reflejaría una valoración más escéptica: existen muchos problemas asociados a una correcta aplicación del *lema de Shephard*, válido únicamente cuando se dispone de una información muy precisa de *todas* las variables que intervienen en la determinación de los costes de una empresa, por lo que en las situaciones más frecuentes en las que ello no ocurre, como en el caso del sistema bancario español, las afirmaciones que pueden obtenerse no son del todo concluyentes en lo que se refiere a la contrastación de esta hipótesis sobre minimización de costes.

Los resultados anteriores ponen de manifiesto que la estimación de funciones de costes sobre las que se imponen *a priori*, como es tradicional, las restricciones asociadas al lema de Shephard o a una formulación de tipo *neoclásico*, puede ser económicamente impropia si estas restricciones no son aceptadas por las muestras utilizadas, por lo que muchos de los resultados obtenidos en algunos de los trabajos que han utilizado estas hipótesis deberían ser revisados.

La evidencia empírica sugiere la existencia de ventajas en los costes medios para las cajas de ahorros más grandes, mientras que para los bancos privados nacionales las variaciones en los costes medios inducidas por el tamaño son significativamente menos importantes. Sin embargo, conviene realizar dos precisiones importantes. En primer lugar, dichas las ventajas en costes observadas para las cajas de ahorros no parecen ser en la realidad

significativamente elevadas. Utilizando una argumentación opuesta, los resultados descartan la posibilidad de que un mayor tamaño presente efectos negativos sobre los costes medios. En segundo, las ventajas en costes asociadas al tamaño de la caja de ahorros parecen provenir principalmente del hecho de que las entidades más grandes sean las que presenten tamaños de oficinas mayores. Tanto en la banca privada como en las cajas de ahorros, los resultados más concluyentes aparecen al detectar la presencia de economías en costes al aumentar el tamaño promedio de la oficina, al igual que en los estudios más recientes sobre el sector bancario español. Si esto es así, existen razones para pensar que las mejoras en la eficiencia de muchos bancos y cajas de ahorros pueden conseguirse mediante un incremento en el tamaño medio de sus oficinas (siempre que las exigencias impuestas por la demanda a la que se enfrentan lo permitan), antes que por tamaños mayores de la entidad, una vez alcanzado ciertas dimensiones medias. Estas consideraciones no niegan la existencia de otros factores distintos a los aquí manejados que pudieran servir para defender planteamientos favorables a la consecución de tamaños mayores en las entidades bancarias españolas.

Por último, la medición de las economías en costes derivadas de la *diversificación productiva* queda supeditada, como se ha señalado, a la desagregación alcanzada por las medidas de output empleadas. Los resultados a este respecto son más ambiguos, y para el caso de las cajas son sensiblemente diferentes a los que se obtienen al estimar una función de costes *neoclásica*. Los bancos privados presentan economías de gama significativas entre ingresos financieros de actividades crediticias y los restantes ingresos financieros. En el resto de las combinaciones entre las distintas categorías de output utilizadas, tanto para bancos como para cajas no existen resultados significativos.

## ANEXO.-

Las variables que se han construido para reflejar la distinta estructura del pasivo de bancos y cajas han sido las siguientes:

$$ESTRPAS1 = \frac{\text{Depósitos en cuentas corrientes y de ahorro}}{\text{Depósitos del sector privado}}$$

$$ESTRPAS2 = \frac{\text{Depositos del sector privado}}{\text{Acreedores}}$$

$$ESTRPAS3 = \frac{\text{Número de cuentas corrientes}}{\text{Número de cuentas de acreedores}}$$

$$ESTRPAS4 = \frac{\text{Depósitos en otro tipo de cuentas}}{\text{Depósitos del sector privado}}$$

$$TMDEPOS = \frac{\text{Depósitos en cuentas corrientes, de ahorro y plazo}}{\text{Número de cuentas corrientes, de ahorro y plazo}}$$

La variable *ESTRPAS1* obtenida para la banca privada el denominador incluye únicamente los depósitos en cuentas corrientes, mientras que *TMDEPOS*, en el caso de las cajas, hace referencia al tamaño medio de cuentas corrientes y ahorro únicamente.

Por su parte, las variables que tratan de eliminar el efecto que sobre el salario medio tiene la distinta composición por categorías laborales, son las siguientes:

$$\text{ECUAL-CA (CC.AA.)} = \frac{\text{Número de Jefes, Oficiales, Titulados e Informáticos}}{\text{Empleo}}$$

$$\text{ECUAL-BN (Banca Nacional)} = \frac{\text{Número de Jefes + Titulados}}{\text{Empleo}}$$

Con estas variables se han estimado las ecuaciones que figuran en las tablas A.1 y A.2, en las que todas las variables han sido transformadas en desviaciones respecto a su media. Como puede observarse las variables definidas resultan significativas a excepción de *ESTRAPAS3*.

TABLA A.1

MODELIZACION DE LOS COSTES UNITARIOS DE LOS RECURSOS DE ACREEDORES (TIPO)

	Banca privada	CC.AA.
ESTRPAS1	-0.140 (-3.99)	-0.609 (-22.52)
ESTRPAS2	-	-0.388 (-10.73)
ESTRPAS3	-	-0.013 (-1.27)
ESTRPAS4	0.041 (3.02)	-
TMDEPOS	0.168 (5.33)	0.055 (2.90)
t	0.034 (2.63)	-0.010 (-2.67)
Periodo	87/89	86/89
N.Obs.	162	260
$R^2$	0.262	0.695
$\Delta^2$	0.132	0.065

## TABLA A.2

MODELIZACION DE LOS COSTES LABORALES POR TRABAJADOR (W)

	Banca privada	CC.AA.
ECUAL-BN	0.203 (5.17)	-
ECUAL-CA	-	0.676 (14.12)
t	0.023 (2.00)	0.006 (0.91)
Periodo	87/89	86/89
N.Obs.	162	260
$R^2$	0.175	0.440
$\Delta^2$ O	0.118	0.124



## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Arellano, M. y Bover, O.:** "La Econometría de Los Datos de Panel". *Investigaciones Económicas*, Vol. XIV, N.1. 1990, pp.3-45.
- Appelbaum, E.:** "Testing Neoclassical Production Theory". *Journal of Econometrics*, Vol.7. 1978, pp.87-102.
- Atkinson, S.E. y Halvorsen, R.:** "Parametric Efficiency Tests, Economies of Scale, and Input Demand in U.S. Electric Power Generation". *International Economic Review*, 25. 1984, pp.647-662.
- Benston, G.; Hanweck, G. y Humphrey, D.:**"Scale Economies in Banking". *Journal of Money, Credit and Banking* 14 .1982, pp.435-456.
- Berger, A. y Humphrey, D.:** "The Dominance of Inefficiencies Over Scale and Product Mix Economies in Banking". W.P., Board of Governors of The Federal Reserve System. 1990.
- Berger, A.; Hanweck, G. y Humphrey, D.:** "Competitive Viability in Banking. Scale, Scope and Product Mix Economies". *Journal of Monetary Economics*, 20. 1987, pp.501-520.
- Berndt, E.R. y Christensen, L.R.:** "Testing for The Existence of A Consistent Aggregate Index of Labour Inputs". *American Economic Review*, 64. 1974. pp. 391-404.
- Burgess, D.F.:** "Duality Theory and Pitfalls in The Specification of Technologies". *Journal of Econometrics*, 3. 1975, pp.105-121.
- Buono, M.J. y Eakin, B.K.:** "Branching Restrictions and Banking Costs". *Journal of Banking and Finance*, 14. 1990, pp.1151-1162.
- Caves, D. W., Christensen, L. R. y Trethewey M. W.** "Flexible Cost Functions for Multiproduct Firms". *Review of Economics and Statistics*, 62.1980, pp.477-481.
- Chambers, R.G.:** *Applied Production Analysis. A Dual Approach*. Cambridge University Press. 1988.
- Clark, J.A.:** "Economies of Scale and Scope at Depository Financial Institutions: A Review of The Literature". Federal Reserve Bank of Kansas City. *Economic Review*. N.73. 1988, pp. 16-33.
- Conigliani, C., De Bonis, R., Motta, G. y Parigi, G.:** "Economie di Scala e di Diversificazione nel Sistema Bancario Italiano". *Temi di Discussione*, n.150. Banca D'Italia. 1991.

- Delgado, F.L.:** "Economías de Escala en El Sistema Bancario Español". Tesis Doctoral. Facultad de CC. Económicas. Madrid, 1989.
- Denny, M. y Pinto, Ch.:** "An Aggregate Model With Multi-Product Technologies", en Fuss and McFadden eds. *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Application*. Noth-Holland. 1980.
- Doménech, R.:** "Economías de Escala y Eficiencia en Las Cajas de Ahorros Españolas". *Papers de Treball*, n.10. Institut Valencià D'Economia (IVEI). 1991a.
- Doménech, R.:** "Eficiencia y Costes en La Empresa Bancaria: Teoría y Aplicaciones al Caso Español". Tesis Doctoral, Departamento de Analisis Económico, Universidad de Valencia, 1991b.
- Evanoff, D.D.; Israilevich, P.R. y Merris, R.C.:** "Technical Change, Regulation, and Economies of Scale for Large Commercial Banks: An Application of A Modified Version of Shephard's Lemma". Federal Reserve Bank Of Chicago. W.P. 89-11. 1989.
- Ferrier, G. y Lovell, C.A.K.:** "Measuring Cost Efficiency in Banking. Econometric and Linear Programming Evidence". *Journal of Econometrics*, 46. 1990, pp. 229-245.
- Gilligan, T. y Smirlock, M.:** "An Empirical Study of Joint Production and Scale Economies in Commercial Banking". *Journal of Banking and Finance*, 8 . 1984, pp.67-77.
- Goldberg L.G., Hanweck, G.A., Keenan, M. y Young, A.:**"Economies of Scale and Scope in The Securities Industry". *Journal of Banking and Finance*, n.15. 1991, pp.91-107.
- Gual, J.; Jiménez, S. y Vives, X.:** "Dimension y Eficiencia en Costes en La Banca Española". Fundación F.I.E.S..Documento de Trabajo n.62/1990. 1990.
- Hsiao, C.:** *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press. 1986.
- Humphrey, D.B. :** "Why Do Estimates of Bank Scale Economies Differ?". Economic Review, Federal Reserve Bank of Richmond. 1990, pp.38-50.
- Hunter, W. y Timme, S.:** "Technical Change, Organizational Form and te Structure of Bank Production". *Journal of Money, Credit and Banking* 18. 1986, pp.152-166.
- Hunter, W. y Timme, S.:** "Quaxi-Fixed Inputs in The Estimation of Bank Scale Economies". W.P. 90-8. Federal Reserve Bank of Atlanta. 1990.

- Hunter, W.; Timme, S. y Keun Yang W.:** "An Examination of Cost Subadditivity and Multiproduct Production in Large U.S.Banks". *Journal of Money, Credit and Banking*, 22. 1990, pp.504-525.
- Kim, M. y Ben-Zion, U.:** "The Structure of Technology in A Multiproduct Branch Banking Firm". *Journal of Bussiness and Economic Statistics*. Vol.7, N.4. 1989, pp.489-496.
- Lau, L.J. y Yotopoulos P.A.:** " A Test For Relative Efficiency and Application to Indian Agriculture". *American Economic Review*, 61. 1971, pp.94-109.
- Mester, L.:** "Traditional and Nontraditional Banking: An Information-Theoretic Approach". Federal Reserve Bank of Philadelphia. W.P. 90-3. 1990.
- Nelson, R.A. y Wohar, M.E.:** "Regulation, Scale Economies, and Productivity in Steam-Electric Generation". *International Economic Review*, 24. 1983, pp.57-79.
- Nomisma.** *La Produttivita nelle Aziende di Credito*. Ed. Il Sole, 1988
- Noulas,A.G., Ray, S.C. y Miller, S.M.:** "Returns to Scale and Input Substitution for Large U.S. Banks". *Journal of Money Credit and Banking*, Vol.22, N.1 1990, pp.94-108.
- Olson, D.O. y Shieh, Y.:** "Estimating Functional Forms in Cost-Prices". *European Economic Review*, 33. 1989,pp.1445-1461.
- Pérez, F. y Doménech, R.:** "La productividad de Los Bancos y Cajas de Ahorros Españoles en Los Ochenta: Comparación Internacional". Fundación F.I.E.S.. Doc.Trabajo n.69/1990. 1990.
- Raymond, J.L. y Repilado, A.:** "Análisis de Las Economías de Escala en el Sector Cajas de Ahorros". Fundación F.I.E.S.. Doc.Trabajo N.51/1989. 1989.
- Shephard, R.W.:** *Cost and Production Functions*. Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Reprint of the 1953 Ed.. Springer-Verlag.



## DOCUMENTOS PUBLICADOS

- WP-EC 90-01 "Los determinantes de la evolución de la productividad en España"  
M. Mas, F. Pérez. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-02 "Mecanización y sustitución de factores productivos en la Agricultura Valenciana"  
A. Picazo, E. Reig. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-03 "Productivity in the service sector"  
H. Fest. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-04 "Aplicación de los modelos de elección discreta al análisis de la adopción de innovaciones tecnológicas. El caso del sector azulejero"  
E.J. Miravete. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-05 "Rentabilidad y eficiencia del mercado de acciones español"  
A. Peiró. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-06 "La coordinación de políticas fiscales en el marco de una unión económica y monetaria"  
J.E. Boscá, V. Orts. Diciembre 1990.
- WP-EC 91-01 "Medición de la segregación ocupacional en España: 1964-1988"  
M. Sánchez. Mayo 1991.
- WP-EC 91-02 "Capital Adequacy in the New Europe"  
E.P.M. Gardener. Mayo 1991.
- WP-EC 91-03 "Determinantes de la renta de los hogares de la Comunidad Valenciana. Una aproximación empírica."  
M.L. Molto, C. Peraita, M. Sánchez, E. Uriel. Mayo 1991.
- WP-EC 91-04 "Un Modelo para la Determinación de Centros Comerciales en España".  
A. Peiró, E. Uriel. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-05 "Exchange Rate Dynamics. Cointegration and Error Correction Mechanism".  
M.A. Camarero. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-06 "Aplicación de una Versión Generalizada del Lema de Shephard con Datos de Panel al Sistema Bancario Español".  
R. Domenech. Septiembre 1991.