

FUNCIONES DE COSTES PARA LA BANCA ESPAÑOLA: UN ANALISIS CON DATOS DE PANEL

Rafael DOMENECH VILARIÑO*

Universidad de Valencia

En este trabajo se contrasta la hipótesis de minimización en costes en el sistema bancario español mediante la estimación de funciones de costes con un panel de datos de bancos y cajas de ahorros. Los resultados indican que es necesario incluir una serie de correcciones paramétricas sobre los precios de los inputs, cuya presencia puede deberse a regulaciones, costes de ajustes, problemas en la medición de los precios o ineficiencias de tipo asignativo. También ponen de manifiesto que las restricciones teóricas asociadas a la conducta minimizadora de los costes tienen que ser convenientemente contrastadas y no impuestas a priori en la estimación de funciones de costes como tradicionalmente ocurre, ya que pueden dar lugar a estimaciones sesgadas.

1. Introducción

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 las hipótesis de dualidad o de la homogeneidad en los precios de los *inputs*. 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 cuestiones¹, 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 en los estudios sobre la banca norteamericana y en algunos sobre las

* 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, José E. Boscá, Dulce Contreras, Javier Quesada, y los de dos evaluadores anónimos, que ayudaron a mejorar la versión inicial. La presente investigación se enmarca en el Proyecto PB 90 / 0579 de la CICYT y ha contado con la financiación del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

¹ Los únicos trabajos que han utilizado las restricciones teóricas sobre la función de costes aquí señalados han sido los efectuados por Doménech (1991) y Delgado (1989), si bien en este último dichas restricciones no aparecen contrastadas. En Chambers (1988) puede encontrarse una exposición detallada de la teoría de la dualidad en la teoría de la producción y sus implicaciones.

entidades italianas, las restricciones teóricas 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, existen costes de ajuste a corto plazo o se observa la presencia de ineficiencias de tipo asignativo, de forma que la conducta de minimización respecto a los precios de mercado no ocurre, sino que ésta tiene lugar respecto a unos *precios sombra* que difieren de los precios de mercado por las posibles distorsiones introducidas por estos factores.

El objetivo de este trabajo es contrastar adecuadamente las restricciones impuestas por la conducta minimizadora en costes mediante la estimación de una versión generalizada de la tradicional función de costes, que incorpora unas correcciones paramétricas sobre los precios debidas a posibles regulaciones, costes de ajustes, ineficiencias asignativas o errores de medida. Para ello se utilizan los datos de un panel formado por empresas bancarias españolas. En la contrastación de la hipótesis de minimización se analiza la incidencia tanto de la posible divergencia entre los precios observados y aquéllos respecto a los cuales estas empresas pueden estar minimizando costes, como la posibilidad de que los resultados se vean afectados por problemas de heterogeneidad en la muestra utilizada.

En el segundo apartado se expone el modelo teórico utilizado que permite justificar la presencia de estas correcciones paramétricas en los precios. A continuación, se presentan los resultados econométricos de las ecuaciones estimadas y de los distintos contrastes efectuados. En el cuarto apartado se interpretan estos resultados proporcionando explicaciones alternativas al rechazo de la estimación de las funciones de coste que no incluyen estas correcciones paramétricas sobre los precios. Por último, en el quinto apartado aparecen las conclusiones de este trabajo.

2. Modelización teórica de la función de costes

La presencia de regulaciones ha sido tratada en algunos trabajos empíricos, aunque escasos, que han estimado funciones de costes. Atkinson y Halvorsen (1984) utilizan un modelo que tiene en cuenta la incidencia de las regulaciones sobre el funcionamiento de las empresas norteamericanas generadoras de electricidad, con el que encuentran evidencia de la importancia que pueden tener estas regulaciones. Estos autores rechazan el uso de la tradicional función de costes neoclásica, 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 debido a los efectos de las regulaciones en la toma de decisiones.

Evanoff, Israilevich y Merris (1989), aplican este modelo a los grandes bancos norteamericanos y encuentran evidencia que les permite rechazar el uso de la

función de costes neoclásica². 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 estos autores 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.

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 costes³, R_r el conjunto de restricciones originadas por las regulaciones, y ϕ y λ_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 costes de ajustes en el proceso de minimización se tendrá:

$$\frac{f_j}{f_i} = \frac{p_j - \sum_r \lambda_r \partial R_r / \partial x_j}{p_i - \sum_r \lambda_r \partial R_r / \partial x_i} = \frac{p_i^*}{p_j^*} \quad [2]$$

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 el 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) 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 empresas⁴.

² Siguiendo la terminología utilizada por estos trabajos, la diferencia entre una función de costes generalizada y la neoclásica se debe a que esta última no distingue entre precios sombra y precios observados.

³ La expresión (1) puede generalizarse al caso de empresas multiproducto, sin que ello afecte cualitativamente a los resultados que se exponen a continuación. Sobre este particular puede consultarse el trabajo de Lovell y Sickles (1983).

⁴ Atkinson y Halvorsen (1984) interpretan esta expresión como una aproximación de primer orden a una función desconocida del precio sombra, $g_j(p_j)$, creciente en p_j , cuyo valor es cero cuando $p_j = 0$.

Sin embargo, la aproximación efectuada con la expresión [3] sirve también cuando existen otros factores explicativos que justifiquen el uso de modelos más generalizados en lugar de las funciones de costes tradicionales como, por ejemplo, el hecho de que la observación de la conducta de las empresas sea imprecisa sencillamente por errores en la medición de los precios, la existencia de costes de ajuste o la presencia de ineficiencias asignativas. A diferencia de Evanoff *et al.*, esta última explicación es la que utilizan Berger, Hancock y Humphrey (1993), tras estimar una función de beneficios con datos de bancos comerciales norteamericanos entre 1984 y 1989.

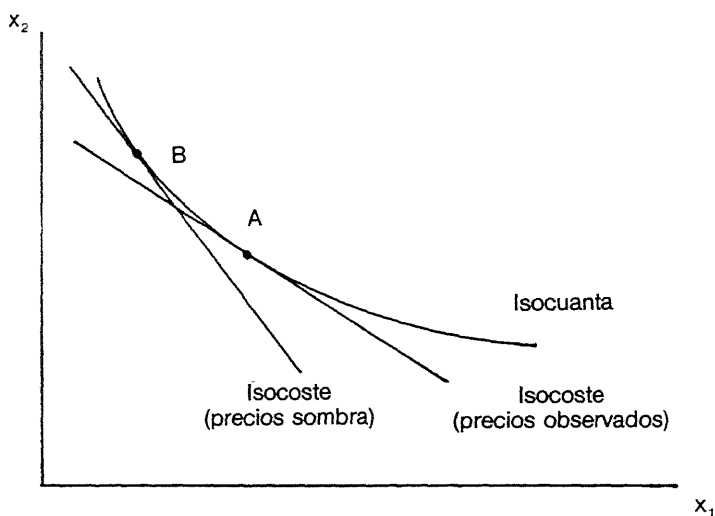


Gráfico 1

En el Gráfico 1 se han representado, para el caso de dos *inputs* variables x_1 y x_2 , la isocuanta y dos rectas isocoste, cuya pendiente difiere por la presencia de las correcciones paramétricas en los precios. Si la empresa minimizara costes a los precios observados se situaría en el punto A. Sin embargo, en el punto B la empresa minimiza costes respecto a unos precios que difieren de los observados. Una razón de ello, puede deberse a la existencia de regulaciones como, por ejemplo, las existentes en el mercado de trabajo, que dan lugar a indemnizaciones por rescisión voluntaria del contrato laboral (frecuentes en algunas entidades bancarias españolas) que son proporcionales al salario. Una segunda explicación puede deberse a la presencia de errores en la medición de los precios de los inputs. En las estimaciones realizadas en el siguiente apartado, los costes modelizados y el salario medio por trabajador no incluyen las contribuciones a los fondos de pensiones, dado el tipo de información disponible. Sin embargo, resulta obvio que la conducta de minimización de bancos y cajas debe tener en cuenta las regulaciones que a este respecto impone el Banco de España. Por último, puede ocurrir que existan ineficien-

cias de tipo asignativo de forma que, aunque la combinación de *inputs* sea técnicamente eficiente, ésta no resulte óptima.

Como puede observarse en la expresión [3], en el caso de que la minimización de los costes se realice en base a los precios de mercado se tendrá que $k_j = 1$. Cuando $k_j \neq 1$, al menos para algún j , la empresa minimizará costes respecto a los *precios sombra* y no en base a los precios de mercado de los *inputs* empleados, lo que implica la introducción de la función de costes sombra:

$$C^S = C^S(Pk, Y) = C^S(P^*, Y) \quad [4]$$

en donde P es un vector fila y $k = \text{diag}(k_i)$.

Si la función de costes es diferenciable en P^* , entonces existe un único vector de demandas de *inputs* que minimiza los costes, que se corresponde al gradiente de $C^S(P^*, Y)$ en P^* . Esta propiedad, que se conoce como *lema de Shephard*⁵, permite obtener a partir de [4] las funciones de demanda de los inputs:

$$\frac{\partial C^S}{\partial k_i p_i} = x_i(P^*, Y) \quad [5]$$

Utilizando esta expresión se pueden obtener los correspondientes costes efectivos:

$$C^a = \sum_i p_i x_i = \sum_i p_i \frac{\partial C^S}{\partial k_i p_i} \quad i = 1 \dots n \quad [6]$$

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]:

$$C^a = \sum_i p_i x_i = C^S \sum_i M_i^S k_i^{-1} \quad i = 1 \dots n \quad [9]$$

⁵ Al margen de las propiedades que tradicionalmente se asumen de la función de costes, una condición suficiente para que exista un único vector de inputs que minimice costes es que la función de producción sea cuasi-cóncava. Una exposición de las propiedades de la función de costes se encuentra, entre otros, en Chambers (1988).

que al tomar logaritmos se transforma en:

$$\ln C^a = \ln C^s + \ln \sum_i M_i^s k_i^{-1} \quad i = 1 \dots n \quad [10]$$

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 :

$$M_i^a = \frac{p_i x_i}{C^a} = \left[p_i \frac{M_i^s C^s}{k_i p_i} \right] [C^s \sum_i M_i^s k_i^{-1}]^{-1} = \frac{M_i^s k_i^{-1}}{\sum_i M_i^s k_i^{-1}} \quad [11]$$

De forma que:

$$\sum_i k_i M_i^a = \frac{\sum_i M_i^s}{\sum_i M_i^s k_i^{-1}} = \frac{1}{\sum_i M_i^s k_i^{-1}} \Rightarrow M_i^a = M_i^s k_i^{-1} \sum_i M_i^a k_i \quad [12]$$

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 (modelo 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.

La ecuación [10] puede ser reescrita de una forma más útil desde el punto de vista econométrico 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. Utilizando las ecuaciones [4], [9] y [11] se tiene que:

$$C^a = \sum_i p_i x_i = C^s \frac{\sum_i p_i x_i}{\sum_i k_i p_i x_i} = \frac{C^s}{\sum_i k_i (p_i x_i / C^a)} = \frac{C^s}{\sum_i k_i M_i^a} \quad [13]$$

lo que permite obtener:

$$\ln C^a = \ln C^s - \ln \sum_i M_i^a k_i \quad i = 1 \dots n \text{ (inputs)} \quad [14]$$

en donde los costes efectivos son función de las participaciones observadas M_i^a , a diferencia de la ecuación [10]. Además, como $\partial \ln C^s / \partial \ln (k_i p_i) = M_i^s$, utilizando [12] se tiene que:

$$M_i^a = \frac{M_i^s k_i^{-1}}{\sum_i M_i^s k_i^{-1}} = [\partial \ln C^s / \partial \ln (k_i p_i)] [\sum_i k_i M_i^a] k_i^{-1} \quad [15]$$

En la siguiente sección, una vez presentadas las variables utilizadas, se propone el uso de una función *translog* con la que aproximar la función C^a en la fase de estimación.

3. Resultados econométricos

Con los paneles de datos formados por las 76 cajas de ahorros que componen la muestra para el periodo 1986-1989 y los 70 bancos privados para 1987-89 de los que se han dispuesto datos, 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 efectos de variables que, por el tipo de información disponible, no pueden ser incluidas en la función de costes: los precios omitidos de algunos de los *inputs*, problemas en la medición del stock de *inputs* fijos utilizados y variables organizativas propias de cada entidad.

La descripción de las variables que se utilizan a continuación aparece en el Anexo. Se han considerado tres tipos de *outputs* (y_i) correspondientes a los productos financieros de inversiones crediticias (*PRIC*), de los restantes activos financieros (*PRNIC*) y los ingresos por comisiones (*COMIS*); tres tipos de *inputs* variables (trabajo, recursos ajenos y otros *inputs* variables) con sus precios asociados (p_i); un *input* fijo que corresponde al volumen de recursos propios (K); así como un conjunto de variables tales como el número de oficinas (*NO*), el tamaño medio de los depósitos (*TMDEPOS*), la estructura de los recursos ajenos (*ESTRPASI*) y de las categorías laborales (*ECUAL*) y, en el caso de algunas cajas de ahorros, las operaciones técnicas de seguros (*OTS*).

Los efectos individuales de cada entidad (a_i) se han estimado aplicando el modelo de efectos fijos a una función de costes, en la que la variable dependiente C^a comprende los costes financieros, gastos de personal, gastos generales y gastos de inmuebles. Utilizando las variables anteriormente definidas, se supone que la función de costes estimada adopta la siguiente forma funcional *translog*, que garantiza una adecuada flexibilidad funcional:

$$\begin{aligned} \ln C^a = & a_s + \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln y_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \alpha_{ij} \ln y_i \ln y_j + \sum_i \beta_i \ln(k_i p_i) + \\ & \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln(k_i p_i) \ln(k_j p_j) + \sum_r \sum_j \rho_{rj} \ln y_r \ln(k_j p_j) + \phi_k \ln K + \\ & \phi_{kk} (\ln K)^2 + \sum_j \phi_{kj} \ln K \ln y_j + \sum_i \beta_{ik} \ln(k_i p_i) \ln K + \phi_t t + \\ & \sum_i \alpha_{it} \ln y_i t + \sum_i \beta_{it} \ln(k_i p_i) t + \phi_{tk} t \ln K + \delta_o \ln NO + \delta_{oo} (\ln NO)^2 + \\ & \sum_i \delta_{io} \ln NO \ln(k_i p_i) + \lambda_1 \ln ESTRPASI + \lambda_2 \ln ECUAL + \lambda_3 \ln TMDEPOS + \\ & \lambda_o \ln OTS + \sum_i \lambda_{io} \ln OTS \ln(k_i p_i) - \ln \left[\sum_i k_i M_i^a \right] \end{aligned} \quad [16]$$

Por el tipo de información utilizada, únicamente se dispone de precios de los recursos ajenos (*TIPO* 1) y del trabajo (*W1*), por lo que al aplicar el *lema de Shephard* a la ecuación [16], según lo expuesto en [5], se obtiene:

$$\frac{\partial \ln C^a}{\partial \ln W1} = \frac{\partial C^a}{\partial W1} \frac{W1}{C^a} = \frac{\text{Gastos de personal}}{\text{Costes variables}} = M_1^a$$

$$\frac{\partial \ln C^i}{\partial \ln TIPO1} = \frac{\partial C^i}{\partial TIPO1} \frac{TIPO1}{C^i} = \frac{\text{Costes Financ. de Acreedores}}{\text{Costes variables}} = M_2^i$$

por lo que $M_3^i = 1 - M_1^i - M_2^i$ es la participación de los costes debidos a los restantes *inputs* variables (de los que no se ha podido incluir sus precios en la función modelizada) sobre los costes variables. La aplicación de la hipótesis de homogeneidad en precios de la función de costes implica que $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$. Al disponer únicamente de información aproximada sobre los precios de dos *inputs*, esta hipótesis supone:

$$\beta_1 + \beta_2 = 1 - M_3^i \quad [17]$$

Si se imita la aplicación más frecuente de la hipótesis de homogeneidad tal y como aparece en numerosos estudios empíricos que estiman funciones de costes *translog* con variables precio omitidas, la restricción que suele imponerse sería $\beta_1 + \beta_2 = 1$, cuando en realidad viene dada por la expresión [17]. Al ser el número de *inputs* de los que se incluyen sus precios menor que el número de *inputs* que dan lugar a los gastos modelizados como variable dependiente, la interpretación de los valores de los parámetros así estimados es errónea⁶. Esto mismo ocurre con las restantes restricciones impuestas al exigir homogeneidad en precios, ya que, en este caso, en el modelo especificado por la ecuación [16] se tendrá que:

$$\sum_i \beta_{ij} \neq 0, \forall j; \sum_i \rho_{ir} \neq 0, \forall r; \sum_i \beta_{ik} \neq 0; \sum_i \lambda_i \neq 0; \sum_i \beta_{it} \neq 0; \sum_i \delta_i \neq 0 \quad [18]$$

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

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, utilizando [15] y la forma funcional de la ecuación [16]; tras derivar respecto $W1$ y $TIPO1$ se estiman las siguientes ecuaciones:

$$M_1^m = \left[\beta_1^m + \sum_j \beta_{1j}^m \ln(k_j p_j) + \sum_r \rho_{r1}^m \ln y_r + \beta_{1k}^m \ln k + \delta_{1o}^m \ln NO + \lambda_{1o}^m \ln OTS + \beta_{1t}^m t \right] \\ \left[k_1 M_1^m + k_2 M_2^m + k_3 M_3^m \right] k_1^{-1} + \mu_1 \quad [19]$$

$$M_2^m = \left[\beta_2^m + \sum_j \beta_{2j}^m \ln(k_j p_j) + \sum_r \rho_{r2}^m \ln y_r + \beta_{2k}^m \ln k + \delta_{2o}^m \ln NO + \lambda_{2o}^m \ln OTS + \beta_{2t}^m t \right] \\ \left[k_1 M_1^m + k_2 M_2^m + k_3 M_3^m \right] k_2^{-1} + \mu_2 \quad [20]$$

en donde el superíndice m sirve para distinguir los coeficientes de estas ecuaciones con los que se obtendrían de la estimación de la ecuación [16].

⁶ 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^2 , de los locales en las zonas en las que actúa cada empresa.

Si el *lema de Shephard* se cumple, las ecuaciones [19] y [20] coincidirán con las derivadas de [16] respecto $W1$ y $TIPO1$, lo que implica que pueda aceptarse que $\beta_1 = \beta_1^m$, $\beta_2 = \beta_2^m, \dots, \beta_{2t} = \beta_{2t}^m$. La aceptación de estas restricciones junto con el hecho de que $M_3^a = 1 - M_1^a - M_2^a$, supone que la participación de los costes debidos a los restantes *inputs* pueda expresarse como:

$$M_3^a = \left[\beta_3 + \sum_j \beta_{3j} \ln(k_j p_j) + \sum_r \rho_{3r} \ln y_r + \beta_{3k} \ln K + \delta_{3o} \ln NO + \lambda_{3o} \ln OTS + \beta_{3t} t \right] \left[k_1 M_1^a + k_2 M_2^a + k_3 M_3^a \right] k_3^{-1} + \mu_3 \quad [21]$$

de forma que (para $i, j = 1 \dots 3$ *inputs*; $r = 1 \dots 3$ *outputs*), teniendo en cuenta la aceptación de las restricciones de igualdad de los coeficientes en las distintas ecuaciones, se tiene:

$$\sum_i \beta_i = 1, \sum_i \beta_{ij} = 0, \sum_i \rho_{ir} = 0, \sum_i \beta_{ik} = 0, \sum_i \lambda_{io} = 0, \sum_i \beta_{it} = 0, \sum_i \delta_{io} = 0 \quad [22]$$

Las estimaciones de estas ecuaciones junto con las de la función de costes serán insesgadas siempre que la covarianza entre las variables omitidas e incluidas sea nula. Esta hipótesis puede ser aceptada si, como es el caso de los costes en los mercados interbancarios, muchos de los precios omitidos se consideran iguales para las entidades utilizadas en la muestra.

El sistema de ecuaciones estimado está formado por las ecuaciones [16], [19] y [20], 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 de las que representan la participación de los inputs en los costes variables totales (M_1 y M_2), lo que permite estimar β_1 y β_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 [16] 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 $k_i p_i$:

$$\ln k_i p_{ist} - \frac{1}{TS} \sum_t \sum_s \ln k_i p_{ist} = \ln p_{ist} - \frac{1}{TS} \sum_t \sum_s \ln p_{ist} \quad [23]$$

$t = L \dots T, \quad S = L \dots S \text{ (entidades)}, \quad i = 1, 2, 3 \text{ (inputs)}$

Por otro lado, la ecuación [16] ha sido transformada para estimar los efectos fijos individuales (a_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:

$$\ln x_{st}^* = \ln x_{st} - \frac{1}{T} \sum_t \ln x_{st} = \ln x_{st} - \overline{\ln x}_s \quad [24]$$

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

$$\ln C_{st}^a - \overline{\ln C_s^a} = \beta' (\ln x_{st} + \overline{\ln x_s}) + (u_{st} - \overline{u_s}) \quad s = 1 \dots S \quad t = 1 \dots T \quad [25]$$

donde x es el vector formado por todas las variables independientes incluidas en la ecuación [16]. 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 (C^a , M_1^a , M_2^a , M_3^a), 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 deberse a causas variadas. Una posibilidad consiste en que las variables utilizadas en el proceso de estimación no representen adecuadamente los *outputs* o precios de los factores productivos. También es posible que la no inclusión de los precios de algunos *inputs* afecte a los resultados de forma que ciertos coeficientes estimados están sesgados. Otra de las razones es que existan 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 costes⁷. 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, por lo que sólo

⁷ 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 de 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.

podría estimarse una relación entre los costes y el *output*. En este caso, sería imposible estimar los coeficientes asociados a los precios.

En los trabajos aplicados que utilizan las propiedades de la función de costes, se imponen *a priori* las restricciones debidas al *lema de Shephard*, sin que estas propiedades sean debidamente contrastadas⁸. Si estas restricciones no son realmente aceptadas, se están imponiendo 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.

CUADRO 1
Modelo de efectos fijos: aplicación del *lema de Shephard*
sobre el sistema de ecuaciones (16), (19) y (20)

Test de Wald

Entidades	No.	Hipótesis mantenida	G. L.	χ^2	Nivel Sign.
<i>Muestra completa</i>					
Banca Privada	70	$k_i \neq 1$	18	77,80	0,00
Banca Privada	70	$k_i = 1$	18	141,51	0,00
Cajas de Ahorros	76	$k_i \neq 1$	20	105,96	0,00
Cajas de Ahorros	76	$k_i = 1$	20	86,52	0,00
<i>Muestra reducida</i>					
Banca Privada	57	$k_i \neq 1$	18	27,91	6,35
Banca Privada	57	$k_i = 1$	18	48,09	0,00
Cajas de Ahorros	67	$k_i \neq 1$	20	30,72	5,90
Cajas de Ahorros	67	$k_i = 1$	20	26,35	15,47

Restricciones: $\beta_i = \beta_{ij}''$, $\beta_{ij} = \beta_{ij}'''$, $\rho_{ir} = \rho_{ir}'''$, $\beta_{ik} = \beta_{ik}'''$, $\lambda_{io} = \lambda_{io}'''$, $\beta_{ii} = \beta_{ii}'''$, $\delta_{io} = \delta_{io}'''$

G. L. = grados de libertad de χ^2

Los contrastes de homogeneidad en los coeficientes de las ecuaciones [16], [19] y [20] realizados sobre los modelos inicialmente estimados aparecen en el Cuadro 1. Estos contrastes se han realizado para las muestras completas de bancos y cajas de ahorros de las que se disponían datos, distinguiendo el caso en el que se impone previamente la restricción adicional $k_i = 1$. Como puede comprobarse, en ningún caso pueden aceptarse las restricciones impuestas por el *lema de Shephard* para las muestras completas, aunque se observa que el contraste difiere cuando se impone, inadecuadamente según los resultados del Cuadro 2, que $k_i = 1$. Sin embargo, si se eliminan de las muestras iniciales 13 bancos y 9 cajas de ahorros, es posible aceptar estas restricciones cuando $k_i \neq 1$. En el caso de las cajas, con la muestra reducida de 67 entidades, tam-

⁸ Un ejemplo de ello en algunos de los trabajos más recientes puede encontrarse en Evanoff, Israilevich y Merris (1989), Hunter y Time (1990), Conigliani, De Bonis, Motta y Parigi (1991) y Berger y Humphrey (1991).

bién se aceptan estas restricciones cuando se impone previamente $k_i = 1$, lo que no ocurre con la muestra reducida de bancos⁹.

CUADRO 2
Modelo de efectos fijos

Contraste de la especificación de la función de costes. Test de Wald

Entidades	No.	Restricción	G. L.	χ^2	Nivel Sign.
Banca Privada	70	$k_i = 1$	2	163,08	0,0
Banca Privada	57	$k_i = 1$	2	282,25	0,0
Cajas de Ahorros	76	$k_i = 1$	2	97,77	0,0
Cajas de Ahorros	67	$k_i = 1$	2	134,75	0,0

G. L. = grados de libertad de χ^2

En el Cuadro 2 aparece el contraste de las restricciones impuestas por $k_i = 1$. Como puede observarse, en ningún caso puede aceptarse esta hipótesis lo que implica el rechazo de la función neoclásica de costes. Además los resultados empeoran significativamente cuando las restricciones se imponen en el modelo estimado con la muestra reducida.

A la vista de los resultados anteriores, la especificación de la función de costes resulta correcta únicamente para una muestra más reducida e incluyendo las correcciones paramétricas en los precios. Antes de aceptar estas especificaciones de la función de costes como correctas, conviene contrastar la hipótesis de efectos fijos individuales iguales para todas las empresas. La aceptación de esta hipótesis implicaría que la ecuación [16] puede estimarse eficientemente para el pool de datos sin eliminar las medias individuales de cada empresa. Para contrastar esta hipótesis, se ha utilizado un test de la F con los coeficientes de determinación de la ecuación [16] que se obtienen según se incluyan los efectos individuales o no¹⁰. Este test se ha aplicado tanto a las estimaciones

⁹ La selección de las submuestras se ha realizado en base a un proceso iterativo, en el que se ha comprobado como se ven afectados los resultados del contraste impuesto por el lema de Shephard, por la exclusión una a una de las empresas que componen la muestra. Para confirmar este proceso de selección, cada vez que se excluía una nueva empresa se ha vuelto a realizar el contraste incluyendo cada una de las entidades previamente excluidas. Con el conjunto de información utilizado, no se han encontrado elementos en común (como por ejemplo, tamaño, costes medios, etc.) entre las entidades excluidas, sino que, por el contrario, las razones para su exclusión parecen ser más bien de carácter individual.

¹⁰ Este test se escribe como:

$$F(S-1, ST-S-K) = \frac{(R_u^2 - R_r^2)/(S-1)}{(1 - R_r^2)/(ST-S-K)}$$

en donde u indica el modelo no restringido, que incluye los efectos fijos obtenidos tras la estimación de la ecuación (16) con las variables transformadas en desviaciones respecto a las medias individuales, r el modelo restringido sin efectos fijos individuales, S el número de individuos, K el de parámetros y T el de años. De igual manera que se

que no imponen las restricciones del *lema de Shephard*, como a aquellas que sí lo hacen. En el caso de los bancos privados no puede ser estimado el sistema de ecuaciones [16], [19] y [20] para el pool de datos sin imponer las restricciones del *lema de Shephard*, ya que el sistema —no lineal— no converge, a diferencia de lo que ocurre cuando se estima con las variables transformadas en desviaciones respecto a las medias individuales. Como puede apreciarse en el Cuadro 3, en todos los restantes casos se rechaza la hipótesis de efectos fijos individuales iguales entre empresas.

CUADRO 3
Contraste de la presencia de efectos fijos individuales

Entidades	No.	Hipótesis Mantenida	F	Nivel Sign.
Banca Privada	57	—	No converge	
Banca Privada	57	<i>L. Shephard</i>	5,95	0,00
Cajas de Ahorros	67	—	5,49	0,00
Cajas de Ahorros	67	<i>L. Shephard</i>	6,73	0,00

Los resultados de las estimaciones de las ecuaciones [16], [19] y [20], con las variables de la ecuación [16] en desviaciones respecto a las medias individuales y tras imponer las restricciones asociadas al *lema de Shephard* a las submuestras de 57 bancos y 67 cajas de ahorros, aparecen en el Cuadro 4. Como puede observarse, destaca el hecho de que la mayoría de los parámetros sean estadísticamente significativos. Esto se debe en buena medida a la transformación efectuada a las variables de la ecuación [16]. Cuando el sistema se estima para el pool de datos, la significatividad de muchas de las variables desaparece, por los problemas de multicolinealidad comentados.

Puede observarse la diferencia existente entre los parámetros k_i estimados para cajas y bancos, más reducidos para estos últimos, lo que parece confirmar las distintas estrategias de ambos grupos de empresas en lo que se refiere a la creación de empleo. Mientras que los bancos han disminuido su empleo en los últimos años, las cajas de ahorros lo han aumentado debido a la expansión de su volumen de negocio y a la ampliación de la red de oficinas. Tal y como puede comprobarse en el Cuadro 4, el aumento en el número de oficinas afecta positivamente a la participación de los gastos de personal tanto para bancos como para cajas, si bien en mayor medida para las últimas. Este resultado puede interpretarse como conjunción de dos fenómenos. En primer lugar puede existir una restricción tecnológica importante por la que exista un ratio de empleo / oficinas mínimo. De hecho este *ratio* permanece muy estable para en los años ochenta¹¹. Segundo, la proximidad de las entidades

han incluido efectos fijos individuales en la ecuación (16), se ha intentado estimar el sistema incluyendo también efectos individuales en las ecuaciones (19) y (20). Sin embargo, en ningún caso convergen estas estimaciones, debido a la no linealidad de las ecuaciones.

¹¹ Véase Pérez y Doménech (1992).

CUADRO 4
Modelo restringido panel: 57 bancos privados (1987-1989)

[illegible]

bancarias puede interpretarse como un servicio más, por el cual los clientes pueden estar dispuestos a pagar en forma de menor remuneración de sus depósitos, lo que afecta a la participación de los costes financieros. Por otro lado, destaca el hecho de que tanto para cajas como para bancos las ecuaciones estimadas para la participación de los gastos de personal presentan mejor ajuste que las estimadas para los costes financieros.

Tanto para bancos como para cajas, un incremento en el nivel de los productos financieros obtenidos de las restantes actividades bancarias (fundamentalmente inversiones en activos monetarios y valores) implica una mayor participación de los costes financieros de acreedores y una menor utilización de otros factores productivos, sin duda porque se trata de actividades menos intensivas, en términos comparativos, en el uso del factor trabajo.

Por lo que respecta a la incidencia de los recursos propios sobre la participación de los gastos de personal en los costes variables, estos disminuyen en las cajas de ahorros conforme la entidad aumenta sus recursos propios, manteniendo constantes otras variables de escala. En el caso de los bancos, el capital afecta negativamente a la participación de los costes financieros de los recursos de acreedores. En la medida que los bancos están en promedio más capitalizados que las cajas de ahorros, y dado que sus activos fijos son iguales o menores que en cajas de tamaño similar¹², disponen de una mayor proporción de recursos propios para destinar a actividades financieras, siendo este factor sustitutivo de los recursos de acreedores.

Con los parámetros que aparecen en el Cuadro 4 se ha comprobado que las funciones de costes estimadas son cuasi-cóncavas en precios, bajo la hipótesis de simetría y homogeneidad en precios, lo que permite calcular los coeficientes de los productos cruzados entre trabajo y recursos ajenos y los restantes *inputs* variables. Además se han realizado distintos tests de heterocedasticidad de los residuos estimados en las ecuaciones del Cuadro 4, que han rechazado la posible presencia de este problema.

4. Efectos de las variaciones en los precios sobre los costes variables

En el sistema de ecuaciones estimado destaca el hecho de que, tanto en las cajas de ahorros como en los bancos, los parámetros k_i dan lugar a correcciones en los precios relativos de los tres grupos de factores productivos variables. En ambos casos se rechaza la hipótesis de que $k_l = k_r = k_o = 1$. 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 suge-

¹² Esto se debe a que buena parte de los activos fijos se debe a la red de oficinas, incluyendo también equipos informáticos.

rir 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* variables¹³.

El *precio sombra* relativo 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 como empleado, en los que no se ha podido incluir las dotaciones efectuadas a los fondos de pensiones dado el tipo de información disponible. 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 $W1$.

Por lo que respecta al coste de los recursos de acreedores, pueden aducirse varias razones por las que su *precio sombra* sea inferior al observado. La primera radica 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 pago asociados). La segunda razón que puede utilizarse es la existencia de una competencia tal en la captación de recursos ajenos, que éstas empresas estén dispuestas a soportar a corto plazo una elevación de sus costes financieros, como única forma de permanecer en el mercado a largo plazo. Éste hecho puede tener una considerable importancia como pone de manifiesto la *batalla por el pasivo* desatada en los últimos años. Por último, cabría añadir la posibilidad de que bancos y cajas se hayan preocupado especialmente por la posición ocupada en el *ranking* bancario, anteponiendo la maximización del tamaño a la minimización en los costes financieros.

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 la red. En la medida en que esta competencia se base también en la expansión de la red de oficinas dará lugar a gastos corrientes más elevados. No debe olvidarse que las regulaciones existentes sobre los tipos de interés de operaciones de activo y pasivo dieron lugar a una competencia en términos del número de oficinas durante los años setenta, tal y como se ha argumentado frecuentemente. Alternativamente a las interpretaciones anteriores, los resultados pueden mostrar evidencia a favor de las hipó-

¹³ No debe olvidarse que la homogeneidad de grado cero de C^a impide estimar los valores absolutos de k_i , por lo que alternativamente se podía haber normalizado igualando $k_i = 2$, reescalando automáticamente k_i y k_i .

tesis que sugieren la presencia de preferencias sobre un nivel elevado de los gastos generales¹⁴ por parte de los directivos de estas empresas.

Por consiguiente, existen diversas explicaciones a las causas que dan lugar a la inclusión de las correcciones paramétricas en los precios. Teniendo en cuenta las razones que se acaban de exponer y el tipo de información que tradicionalmente suele utilizarse en los trabajos aplicados al sector bancario, resulta incorrecto concluir que la presencia de *precios sombra* distintos a los observados se deba únicamente a la existencia de regulaciones, como sostienen Evanoff *et al.*, o la de ineficiencias de tipo asignativo, como concluyen por el contrario Berger *et al.*, ya que ambas causas pueden serlo de forma simultánea.

5. 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.

Los resultados, tanto para cajas de ahorros como para bancos, no permiten aceptar las restricciones impuestas sobre tales correcciones paramétricas al estimar una función de costes *neoclásica*. La interpretación de las causas de este resultado es complicada, ya que pueden estar coexistiendo simultáneamente múltiples factores que justifiquen la estimación de una función de costes según el modelo de *precios sombra*. En concreto, los valores estimados de las correcciones paramétricas incluidas (k_i) elevan el precio relativo del factor trabajo en relación a los restantes *inputs* variables (en mayor medida en bancos que en cajas de ahorros). 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, las limitaciones a la sustituibilidad de los recursos de acreedores o los efectos de la competencia existente en la captación de la clientela de activo y pasivo.

Se ha comprobado que no pueden aceptarse totalmente las restricciones impuestas por el *lema de Shephard* en las muestras completas, aunque sí para la mayor parte de empresas, ya que es posible encontrar conjunto de empresas y un vector de correcciones paramétricas sobre los precios de los *inputs*, para los que no pueden rechazarse estas restricciones. Este resultado sirve para ilustrar el hecho de que la utilización tradicional que la literatura empírica hace de estas restricciones, como hipótesis mantenida en la estimación de funciones de costes, es económicamente impropcedente ya que deben ser contrastadas.

¹⁴ 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.

La controversia sobre si los bancos y cajas de ahorros españoles minimizan costes ha de centrarse en dos cuestiones pendientes. La primera de ellas se refiere a las razones por las que han de eliminarse algunas empresas de la muestra para poder aceptar las restricciones teóricas, ya que su exclusión no implica que no minimicen costes, sino que pueden hacerlo ofreciendo servicios bancarios diferentes o utilizando tecnologías distintas. La segunda cuestión se refiere a las razones por las que obtenemos esas correcciones paramétricas sobre los precios de los *inputs*, algunas de las cuales parecen más relevantes desde la perspectiva de permanencia a largo plazo en el mercado. Al no ser posible cuantificar con exactitud la importancia de las regulaciones, costes de ajustes o errores en la medición de los precios, frente a conductas no minimizadoras de los costes que dan lugar a ineficiencias de tipo asignativo, las afirmaciones a este respecto deben realizarse con cautela.

Anexo: variables y muestra

Las muestras utilizadas en las estimaciones de funciones de costes están comprendidas por 76 cajas de ahorros confederadas, y 70 bancos nacionales privados. 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.

La variable de costes que se ha modelizado (C^a) incluye los costes variables más representativos de las empresas bancarias: 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, que las entidades han tenido que completar aceleradamente siguiendo la normativa del Banco de España, 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*. 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* varia-

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

$$TIPO = \frac{\text{Costes financieros de acreedores}}{\text{Acreedores Medios}}$$

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 la estructura de recursos captados de la clientela de pasivo. 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. Un análisis más detallado puede encontrarse en Doménech (1992).

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 costes laborales por trabajador se han definido dividiendo los gastos de personal, excluidas las dotaciones a los fondos de pensiones, a final del ejercicio por el número de trabajadores. La variable finalmente utilizada, *W1*, resulta de eliminar de *W* la variabilidad debida a la distinta composición del empleo.

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 mercado. 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. 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 finanzaciones 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 de seguros (al trabajar con datos en logaritmos se ha supuesto que para aquellas empresas para las que *OTS* es cero podemos utilizar $\ln OTS = 0$); la participación de las cuentas corrientes y de ahorro (en el caso de la banca privada sólo se incluyen las cuentas corrientes) 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 (*TMDEPOS*); y la participación de directivos, titulados y oficiales (ésta última categoría sólo en las cajas de ahorros) sobre el empleo medio (*ECUAL*).

Referencias

- Arellano, M. y Bover, O. (1990): «La Econometría de Los Datos de Panel». *Investigaciones Económicas* 14, pp. 3-45.
- Appelbaum, E. (1978): «Testing Neoclassical Production Theory». *Journal of Econometrics* 7, pp. 87-102.
- Atkinson, S. E. y Halvorsen, R. (1984): «Parametric Efficiency Test, Economies of Scale, and Input Demand in U. S. Electric Power Generation». *International Economic Review* 25, pp. 647-662.
- Benston, G.; Hanweck, G. y Humphrey, D. (1982): «Scale Economies in Banking». *Journal of Money, Credit and Banking* 14, pp. 435-456.
- Berger, A.; Hancock, D. y Humphrey, D.: «Bank Efficiency Derived from The Profit Function». *Journal of Banking and Finance* 17. De próxima aparición.
- Berger, A. y Humphrey, D. (1990): «The Dominance of Inefficiencies Over Scale and Product Mix Economies in Banking». W. P., Board of Governors of The Federal Reserve System.
- Berger, A.; Hanweck, G. y Humphrey, D. (1987): «Competitive Viability in Banking. Scale, Scope and Product Mix Economies». *Journal of Monetary Economics* 20, pp. 501-520.
- Berndt, E. R. y Christensen, L. R. (1974): «Testing for The Existence of A Consistent Aggregate Index of Labour Inputs». *American Economic Review* 64, pp. 391-404.
- Burgess, D. F. (1975): «Duality Theory and Pitfalls in The Specification of Technologies». *Journal of Econometrics* 3, pp. 105-121.
- Buono, M. J. y Eakin, B. K. (1990): «Branching Restrictions and Banking Costs». *Journal of Banking and Finance* 14, pp. 1151-1162.
- Caves, D. W.; Christensen, L. R. y Tretheway, M. W. (1980): «Flexible Cost Functions for Multiproduct Firms». *Review of Economics and Statistics* 62, pp. 477-481.
- Chambers, R. G. (1988): «Applied Production Analysis. A Dual Approach». Cambridge University Press.
- Clark, J. A. (1988): «Economies of Scale and Scope at Depository Financial Institutions: A Review of The Literature». Federal Reserve Bank of Kansas City. *Economic Review* 73, pp. 16-33.
- Conigliani, C.; De Bonis, R.; Motta, G. y Parigi, G. (1991): «Economie di Scala e di Diversificazione nel Sistema Bancario Italiano». Temi di Discussione, 150, Banca D'Italia.
- Delgado, F. L. (1989): «Economías de Escala en El Sistema Bancario Español». Tesis Doctoral. Facultad de CC. Económicas. Madrid.
- Denny, M. y Pinto, Ch. (1980): «An Aggregate Model With Multi-Product Technologies», en *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Application*. Fuss and McFadden eds. Noth-Holland.
- Doménech, R. (1991a): «Economías de Escala y Eficiencia en Las Cajas de Ahorros Españolas». Papers de Treball, 10, Institut Valencià D'Economia (IVEI).
- Doménech, R. (1991b): «Eficiencia y Costes en La Empresa Bancaria: Teoría y Aplicaciones al Caso Español». Tesis Doctoral, Departamento de Análisis Económicos, Universidad de Valencia.
- Evanoff, D. D.; Israilevich, P. R. y Merris, R. C. (1989): «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.
- Ferrier, G. y Lovell, C. A. K. (1990): «Measuring Cost Efficiency in Banking. Econometric and Linear Programming Evidence». *Journal of Econometrics* 46, pp. 229-245.
- Gilligan, T. y Smirlock, M. (1984): «An Empirical Study of Joint Production and Scale Economies in Commercial Banking». *Journal of Banking and Finance* 8, pp. 67-77.

- Goldberg, L. G.; Hanweck, G. A.; Keenan, M. y Young, A. (1991): «Economies of Scale and Scope in The Securities Industry». *Journal of Banking and Finance* 15, pp. 91-107.
- Gual, J.; Jiménez, S. y Vives, X. (1990): «Dimension y Eficiencia en Costes en La Banca Española». Fundación F. I. E. S. Documento de Trabajo 62.
- Hsiao, C. (1986): *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press.
- Humphrey, D. B. (1990): «Why Do Estimates of Bank Scale Economies Differ?». *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, pp. 38-50.
- Hunter, W. y Timme, S. (1986): «Technical Change, Organizational Form and the Structure of Bank Production». *Journal of Money, Credit and Banking* 18, pp. 152-166.
- Hunter, W. y Timme, S. (1990): «Quasi-Fixed Inputs in The Estimation of Bank Scale Economies». W. P. 90-8. Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Hunter, W.; Timme, S. y Keun Yang, W. (1990): «An Examination of Cost Subadditivity and Multiproduct Production in Large U. S. Banks». *Journal of Money, Credit and Banking* 22, pp. 504-525.
- Kim, M. y Ben-Zion, U. (1989): «The Structure of Technology in A Multiproduct Branch Banking Firm». *Journal of Business and Economic Statistics* 7, pp. 489-496.
- Lau, L. J. y Yotopoulos, P. A. (1971): «A Test for relative Efficiency and Application to Indian Agriculture». *American Economic Review*, 61, pp. 94-109.
- Lovell, C. A. K. y Sickles R. (1983): «Testing Efficiency Hypothesis in Joint Production: A Parametric Approach». *The Review of Economics and Statistics* 65, pp. 51-58.
- Mester, L. (1990): «Traditional and Nontraditional Banking: An Information-Theoretic Approach». Federal Reserve Bank of Philadelphia. W. P. 90-3.
- Nelson, R. A. y Wohar, M. E. (1983): «Regulation, Scale Economies, and Productivity in Steam-Electric Generation». *International Economic Review* 24, pp. 57-79.
- Nomisma: *La Produttività nelle Aziende di Credito* (1988). Ed. Il Sole.
- Noulas, A. G.; Ray, S. C. y Miller, S. M. (1990): «Returns to Scale and Input Substitution for Large U. S. Banks». *Journal of Money Credit and Banking* 22, pp. 94-108.
- Olson, D. O. y Shieh, Y. (1989): «Estimating Functional Forms in Cost-Prices». *European Economic Review* 33, pp. 1445-1461.
- Pérez, F. y Doménech, R. (1990): «La productividad de Los Bancos y Cajas de Ahorros Españoles en Los Ochenta: Comparación Internacional». Fundación F. I. E. S. Doc. Trabajo 69 / 1990.
- Raymond, J. L. y Repilado, A. (1989): «Análisis de Las Economías de Escala en el Sector Cajas de Ahorros». Fundación F. I. E. S. Doc. Trabajo 51/89.
- Shephard, R. W.: *Cost and Production Functions*. Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Reprint of the 1953. Ed. Springer-Verlag.

Abstract

This paper tests the cost minimization hypothesis in spanish banking system, estimating cost functions with a panel data of savings and commercial banks. The results suggest that parametric corrections in input prices have to be included, due to the presence of regulations, adjustment costs, problems in measuring prices or allocative inefficiencies. They also indicate that cost minimization restrictions, usually imposed as maintained hypothesis, have to be tested properly in order to avoid biased estimations.

*Recepción del original, septiembre de 1991
Versión final, abril de 1993*