

ANÁLISIS DE LAS ECONOMÍAS DE ESCALA EN EL SECTOR CAJAS DE AHORROS

¿Tienen las cajas de ahorros, por razón de su dimensión, ventajas comparativas en el mercado? La respuesta a esta pregunta desde la óptica de los costes es el objeto de este artículo de **José Luis Raymond y Adrián Repilado**. En concreto, en el presente trabajo, las economías de escala se definen en términos de elasticidad de los costes operativos con respecto al volumen de depósitos. Si esta elasticidad es inferior a la unidad, ello es indicativo de la existencia de economías de escala. Para profundizar en el análisis y hallar vías de expansión eficientes de una caja de ahorros, el volumen total de depósitos se descompone en el producto de «número de oficinas», «tamaño medio de los depósitos» y «número de depósitos por oficina», estimándose por separado la elasticidad de los costes con respecto a cada uno de estos elementos de dimensión. De estas elasticidades estimadas se desprenden ciertas implicaciones sobre la ventaja comparativa de políticas de expansión alternativas.

I. INTRODUCCION

LOS procesos de fusión que recientemente se han producido en el sistema financiero español ponen de manifiesto el interés que tiene tratar de hallar respuestas a la pregunta de si, por razón de su dimensión, las cajas de ahorros disfrutan de ventajas comparativas en el mercado.

Como es evidente, no resulta factible diseñar una fórmula universalmente válida que permita integrar las especiales características de las entidades financieras y ofrecer soluciones y recomendaciones concretas. Los factores específicos de las distintas entidades financieras son elementos condicionan-

tes de las posibles ventajas o desventajas de la dimensión. Ello es particularmente cierto por lo que respecta a los procesos de fusión, de forma que sólo un estudio *ad hoc* de las entidades que pretenden fusionarse puede orientar la adopción de decisiones.

Cabe, no obstante, plantear objetivos menos ambiciosos y, con carácter general, estudiar a nivel de sector si, efectivamente, y como «promedio», la variable dimensión introduce ventajas o desventajas comparativas entre las distintas cajas de ahorros.

Por otro lado, estas ventajas o desventajas pueden referirse al nivel y calidad del *output* producido (es decir, a los servicios ofrecidos), a los beneficios obtenidos por la entidad o a los costes de producción. El planteamiento que seguidamente se efectúa se concreta a los costes de producción y, dentro de tales costes, se restringe a los operativos. Es decir, a los costes totales, excluidos los financieros. Este enfoque deja fuera del análisis las hipotéticas ventajas (o inconvenientes) de la dimensión derivadas de la posibilidad de acceso a determinados mercados o tipos de operaciones, así como las resultantes de los efectos que la variable dimensión pueda tener sobre la capacidad contractual de la entidad. No es que tales cuestiones se consideren irrelevantes, sino que su tratamiento exigiría un marco conceptual distinto.

Para analizar los efectos de la dimensión sobre los costes de producción, la variable «dimensión» se mide a través del volumen de depósitos, magnitud que tiene su contrapartida en un correspondiente volumen de créditos concedidos y activos de la entidad, y que se puede identificar con el *output* producido. Si bien es discutible esta identificación del *output* con el volumen de depósitos, ésta es una alternativa frecuentemente utilizada, debido a las dificultades que otros enfoques plantean.

Como primera aproximación, cabe simplemente comparar por tamaños los costes operativos por unidad de depósitos y comprobar si, efectivamente, éstos muestran tendencia a aumentar o disminuir dependiendo de la dimensión de la caja de ahorros. Es posible también proceder a descomponer el volumen total de depósitos en el producto siguiente:

$$\left[\begin{array}{l} \text{Volumen} \\ \text{total de} \\ \text{depósitos} \\ \text{de la} \\ \text{entidad} \end{array} \right] = \left[\begin{array}{l} \text{Número de} \\ \text{oficinas} \end{array} \right] \times \left[\begin{array}{l} \text{Número de} \\ \text{depósitos} \\ \text{por oficina} \end{array} \right] \times \left[\begin{array}{l} \text{Tamaño} \\ \text{medio de} \\ \text{los} \\ \text{depósitos} \end{array} \right]$$

y efectuar el análisis aislado para cada una de estas variables de dimensión. No obstante, estas comparaciones no permiten preservar la hipótesis *ceteris paribus*. Es decir, determinar los efectos aislados de una característica manteniendo constante el resto.

Con objeto de salvar estas dificultades, es preciso pasar a la estimación de funciones de coste. En este sentido, considerando el volumen total de depósitos dado, y si el objetivo de la entidad financiera es la minimización de costes, es factible formular una función de costes que utilice como argumentos el propio volumen de depósitos y los precios de los *inputs* utilizados. La estimación de esta función de costes tiene por objeto, precisamente, analizar el efecto aislado de las distintas variables de dimensión sobre la eficiencia productiva de las entidades financieras. En concreto, manteniendo la hipótesis *ceteris paribus*. La existencia de economías de escala (en otras palabras, de ventajas de la dimensión sobre la eficiencia) se manifiesta, en tal contexto, a través de una elasticidad costes-volumen de depósitos (desagregados atendiendo a la descomposición descrita) inferior a la unidad, lo que es indicativo de que, al aumentar la dimensión de la entidad, los costes operativos por unidad de depósitos deben tener tendencia a decrecer.

Esta función de costes se estima con datos de panel. Es decir, con datos de setenta y seis cajas de ahorros observadas para los años 1986, 1987 y 1988. Aceptar este planteamiento implica que existe una tecnología relativamente común entre las distintas cajas de ahorros, y la función de costes estimada puede interpretarse, de forma «laxa», como una media de las funciones de coste individuales. De aquí se sigue que la inferencia que puede realizarse con el modelo estimado es válida a escala de sector, pero no útil para efectuar afirmaciones concretas en el ámbito de las distintas entidades financieras que componen la muestra.

Atendiendo a este planteamiento, el contenido de las secciones de este trabajo es el siguiente: la sección segunda sintetiza los resultados de otros estudios relativos al análisis de economías de escala en el sector español de cajas de ahorros. En la tercera, se presentan las magnitudes básicas de las cajas de ahorros, y en concreto, los aspectos relativos a dimensión. En la sección cuarta, se resume el substrato teórico de las economías de escala y las formas de medición. A este respecto, se pasa revista a la relación existente entre la función de producción y la de costes, y a la forma de

evaluar economías de escala a partir de la función de costes. La sección quinta presenta la comparación de los costes por tamaños, relegándose al *Anexo* los resultados de la estimación de la función de costes con la muestra de panel ya indicada. En la sección sexta, se procede a simular el modelo y se examinan, a partir de estas simulaciones, los efectos de las variables de dimensión sobre los costes operativos. Por último, la sección séptima, de resumen y conclusiones, sintetiza los principales resultados de este trabajo.

II. RESULTADOS DE OTROS ESTUDIOS EFECTUADOS PARA ANALIZAR ECONOMÍAS DE ESCALA EN CAJAS DE AHORROS ESPAÑOLAS

Para el caso de la economía española, hemos tenido acceso a tres estudios recientes que abordan, entre otros temas, el análisis de las economías de escala en el sector cajas de ahorros. De forma sintética, su contenido y conclusiones es el siguiente:

Revell (1989)

El trabajo del profesor Revell considera cuatro grupos de cajas de ahorros: muy grandes, grandes, medias, y pequeñas y muy pequeñas.

Para cada grupo, analiza los costes medios, y observa que éstos muestran tendencia a decrecer al aumentar el tamaño de las cajas. Sin embargo, la dispersión de costes dentro de cada grupo excede a la dispersión de costes entre grupos. De aquí se desprende que el tamaño en sí no es el principal factor condicionante de los costes. No obstante, no queda claro si el tamaño, a pesar de no ser el principal factor explicativo de los costes, es efectivamente uno de los factores explicativos de esta variable, dado que, al comparar directamente distintas entidades financieras, se está violando la hipótesis *ceteris paribus*. Es decir, al pasar de una entidad financiera a otra, no solamente varía el tamaño, sino también otros factores condicionantes de los costes, como pueda ser la estructura del pasivo o la eficiencia productiva específica de cada caja. Este extremo es difícil de abordar si se prescinde de la estimación de una función de costes que permita realizar inferencia condicionada a ciertas variables explicativas, y por tanto, tratar de preservar la hipótesis de constancia en todas las variables salvo en la dimensión.

Lagares (1988)

El trabajo de Lagares se apoya en la misma base estadística que el de Revell. Consiste en analizar la tendencia de los costes medios al aumentar el tamaño, utilizando el modelo de regresión. Obtiene un efecto negativo y significativo del tamaño sobre los costes medios, lo que le lleva a afirmar la existencia de economías de escala. En cualquier caso, resalta que hay otros factores, aparte del tamaño, que influyen en los costes.

Espitia, Polo y Salas (1990)

A través de un análisis de la varianza, en base a una clasificación por grupos (cajas muy grandes, grandes, medias, pequeñas y muy pequeñas), el estudio de Espitia *et al.* revela una relación inversa entre los costes unitarios de transformación y el tamaño de la entidad financiera, especialmente cuando se compara el grupo de las «muy grandes» con el resto de clases de tamaño. Ello sugiere la presencia de ciertas economías de escala en la prestación de servicios bancarios. Adicionalmente, descomponiendo el volumen total de depósitos en el producto:

$$\left[\begin{array}{l} \text{Volumen total} \\ \text{de depósitos} \end{array} \right] = \left[\begin{array}{l} \text{Impositores} \\ \text{por oficina} \end{array} \right] \times \left[\begin{array}{l} \text{Saldo medio de} \\ \text{cada impositor} \end{array} \right]$$

el «saldo medio de cada impositor» se configura como la principal variable responsable de la reducción de costes. Es decir, esta variable es, en gran parte, condicionante de la existencia de economías de escala para el sector cajas de ahorros.

Para el caso de la banca, también considerado por Espitia *et al.*, se observa que no existe relación clara entre tamaño y costes unitarios.

A diferencia de estos estudios, que utilizan técnicas puramente estadísticas, el trabajo que seguidamente se expone trata de estimar una función de costes para las cajas de ahorros formando un panel de datos para los años 1986, 1987 y 1988, con objeto de preservar la hipótesis *ceteris paribus*. Antes, no obstante, se presentan los datos básicos de las cajas de ahorros relativos a dimensión.

III. DIMENSIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

A pesar de la elevada importancia cuantitativa que las cajas de ahorros tienen en el sistema financiero español, la dimensión media y modal de estas entidades es reducida.

En efecto, tomando como referencia el volumen total de depósitos, la tasa de participación de las cajas de ahorros frente a la banca privada, a diciembre de 1988, se situaba en el entorno del 45 por 100. Una característica adicional de esta tasa de participación es su ritmo claramente creciente a partir de 1984.

Por lo que respecta a dimensión, el gráfico 1 sintetiza los principales datos del problema. Para confeccionar este gráfico, se ha utilizado información sobre las cajas de ahorros confederadas de los años 1986, 1987 y 1988, y se ha obtenido la media para estos tres años del volumen de depósitos de cada una de ellas. La primera parte del gráfico representa, en forma de distribución de frecuencias, la distribución de las cajas de ahorros. En concreto, para interpretar este gráfico cabe resaltar que alrededor de un 32 por 100 de cajas tienen un volumen de depósitos inferior a 50.000 millones de pesetas; para un 33 por 100 de cajas el volumen de depósitos está comprendido entre los 50.000 y los 100.000 millones, y así sucesivamente. Puede decirse, por tanto, que la caja modal (el tamaño más frecuente) se sitúa en el entorno de los 75.000 millones de pesetas de depósitos.

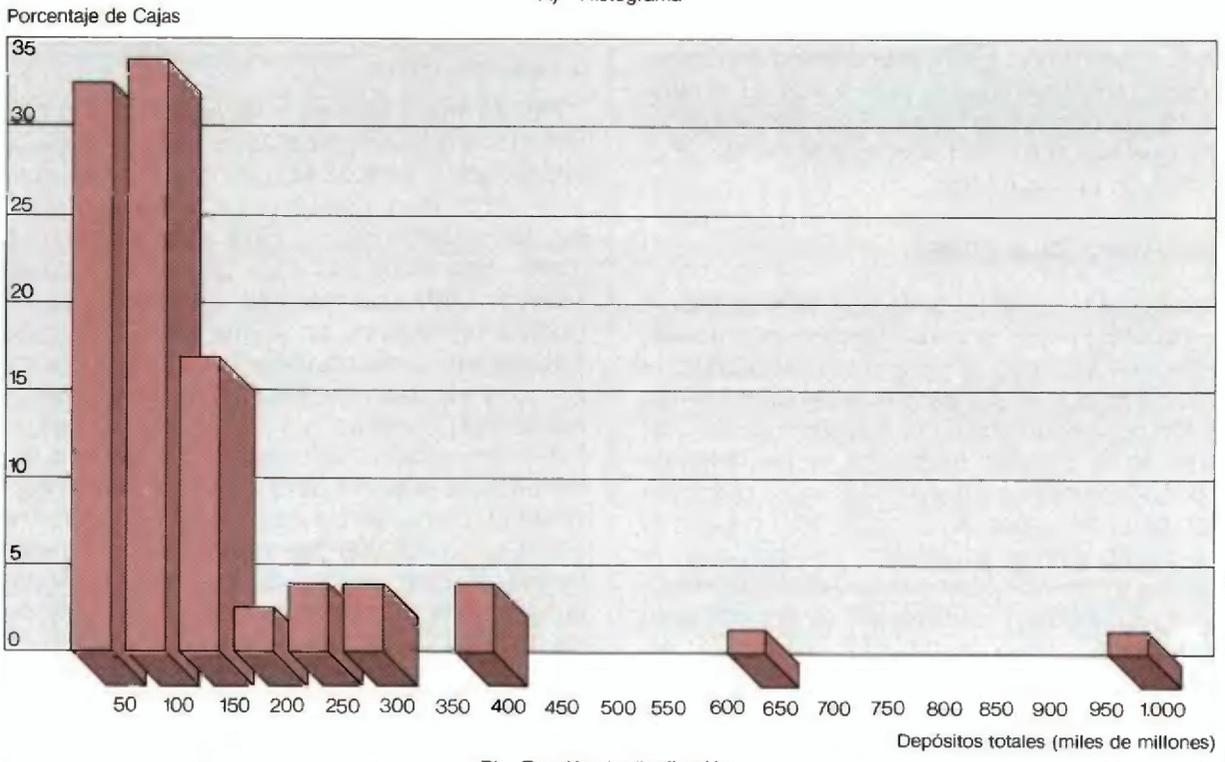
Por otro lado, la segunda parte de este gráfico refleja la distribución acumulada de frecuencias (o función de distribución). De él se desprende que aproximadamente un 68 por 100 de cajas de ahorros tienen un volumen de depósitos inferior a los 100.000 millones de pesetas, y alrededor de un 85 por 100 de cajas se sitúan por debajo de los 150.000 millones de pesetas.

Para calificar esta distribución en términos de tamaño, es preciso recurrir a comparaciones. A este respecto, tal como se señala en una reciente publicación de CECA (1989), estas dimensiones son reducidas si la comparación se efectúa con la banca, ya sea a nivel nacional o internacional. Por otra parte, cabe también destacar el hecho de que la media del volumen de depósitos en las cajas de ahorros puede no constituir un índice representativo de la dimensión de las entidades del sector, dado que la distribución de frecuencias es claramente asimétrica. Tal como el gráfico 1 indica, hay muchas cajas de ahorros de dimensión reducida y unas pocas de dimensión elevada, de suerte que aproximadamente un 70 por 100 de ellas están situadas por debajo de la dimensión media.

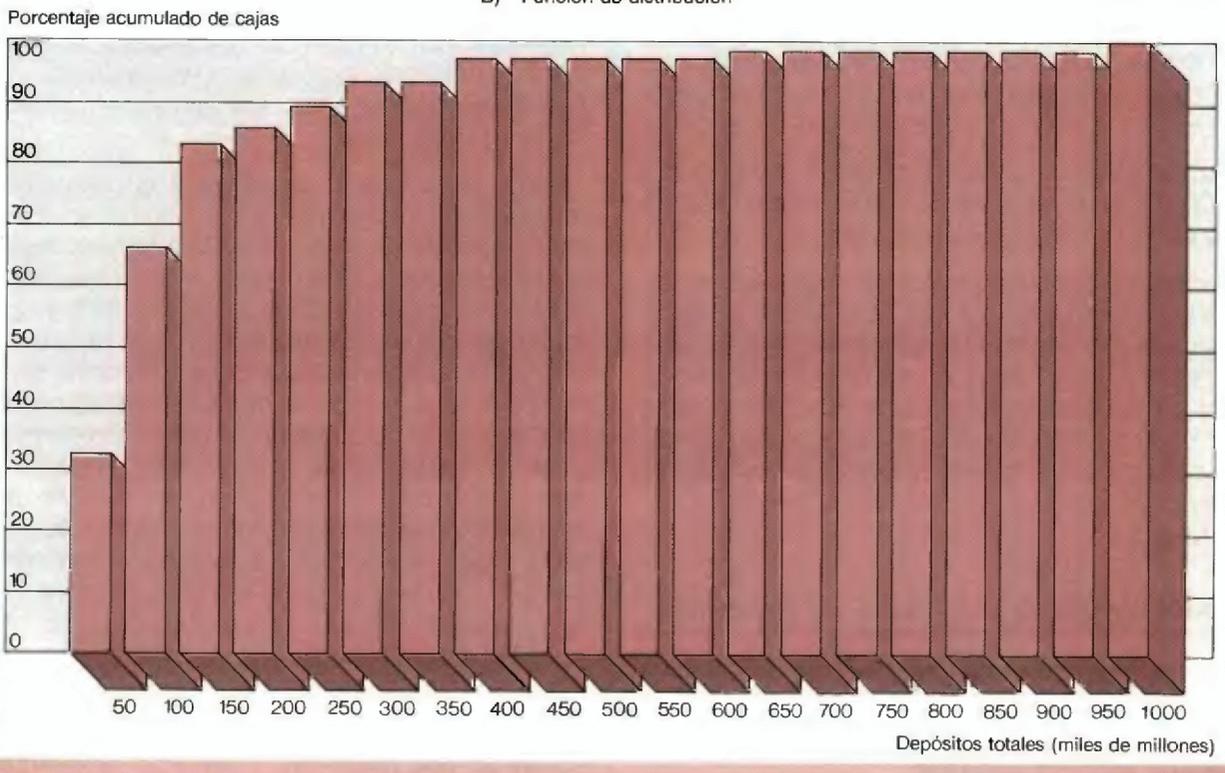
Otro dato que permite poner de manifiesto la abundancia de cajas de reducida dimensión es que el 25 por 100 de las cajas más pequeñas en

**GRAFICO 1
DISTRIBUCION DE LOS DEPOSITOS TOTALES**

A) Histograma



B) Función de distribución



cuanto a depósitos representan sólo del orden de un 5 por 100 de los depósitos totales de las cajas de ahorros, y este porcentaje se sitúa en el 17 por 100 considerando el 50 por 100 de las cajas de menor dimensión. Además, se dan ciertas tendencias a la concentración, en el sentido que, de forma progresiva, las cajas de ahorros grandes son, relativamente, cada vez mayores, y las pequeñas, comparativamente, cada vez menores (véase CECA, 1989).

En resumen, pues, las cajas de ahorros representan una apreciable porción del sistema financiero español, siendo su dimensión «modal» reducida, y mostrando apreciable disparidad en cuanto a tamaños. (No obstante, esta disparidad es algo menor que en la banca, según el documento de CECA ya citado). A ello es preciso añadir que se observa un cierto movimiento hacia la concentración, de forma que las cajas de ahorros de mayor dimensión tienden a representar un mayor porcentaje del volumen total de depósitos.

En este contexto, tiene especial relevancia tratar de evaluar si, efectivamente, se dan economías de escala en el sector cajas de ahorros que estén en consonancia con el proceso observado de concentración sectorial. Al examen de esta cuestión se dedica precisamente la sección V de este trabajo, después de presentar en la sección IV las bases teóricas para evaluar economías de escala a partir de la estimación de funciones de coste.

IV. MARCO CONCEPTUAL: SIGNIFICADO Y MEDICIÓN DE LAS ECONOMÍAS DE ESCALA

El concepto de economía de escala, ampliamente descrito en diversos manuales (véase, por ejemplo, Heathfield y Wibe, 1987), hace referencia a las posibles ventajas de carácter técnico que surgen en una empresa, sector o sistema económico por el mero cambio en el nivel (escala) de la cantidad producida o, lo que es lo mismo, por el cambio en la dimensión del proceso productivo, para una tecnología fija.

Desde esta perspectiva, existen economías de escala cuando incrementos en la cantidad aplicada de los factores de producción en una misma proporción aumentan la cantidad total de producto en más de esa proporción. O, alternativamente, cuando aumentos en el tamaño de la producción reducen los costes medios por unidad producida.

En la función de producción, las economías de escala se miden por el grado de homogeneidad de esta función con respecto a los factores productivos. Existen economías de escala si el grado de homogeneidad es mayor que la unidad. En la función de costes, las economías de escala se evalúan a través de la elasticidad de los costes totales con relación a la cantidad producida. Si esta elasticidad es inferior a la unidad, existirán economías de escala, y en caso contrario, deseconomías.

Un tipo de función de producción ampliamente utilizado es la Cobb-Douglas. Denominando «q» a la cantidad producida, «K» al capital y «L» al trabajo, su formulación es $q = A K^\alpha L^\beta$, en donde «A», « α » y « β » son parámetros a estimar. Esta función relaciona la producción total obtenida con el capital y el trabajo empleados, y con un parámetro adicional «A», conocido como parámetro de eficiencia, puesto que sus variaciones dan lugar a cambios en la cantidad producida, permaneciendo constantes, sin embargo, las cantidades usadas de factores. En muchas aplicaciones, el parámetro de eficiencia se ha hecho depender del tiempo, o de otras variables, para permitir incorporar en la función de producción un cierto tipo de cambio técnico.

La función de producción Cobb-Douglas es homogénea de grado $\alpha + \beta$, puesto que, al multiplicar todos los *inputs* por un factor Γ , la cantidad de producto se multiplica por $\Gamma^{\alpha+\beta}$. En consecuencia, se presentarán economías de escala en caso de que $\alpha + \beta > 1$, y deseconomías si $\alpha + \beta < 1$.

La función de costes asociada a la función de producción representa el coste mínimo en el que se incurre para obtener de manera eficiente un volumen dado de producto. Denominando «C» al coste total de producción, y «r» y «W» a los costes unitarios del capital y del trabajo respectivamente, la función de costes se obtiene al minimizar la expresión: $C = r \cdot K + W \cdot L$, condicionada a que la producción alcance el nivel « q^0 ».

El resultado que se obtiene al resolver estas ecuaciones es:

$$C = H \cdot q^{\frac{1}{\alpha + \beta}} \cdot r^{\frac{\alpha}{\alpha + \beta}} \cdot W^{\frac{\beta}{\alpha + \beta}}$$

función de costes en la que H es constante.

Como ya se ha indicado, la elasticidad de la función de costes con respecto al volumen de producción mide también las economías de escala. En este caso, el valor de esta elasticidad es $1/\alpha + \beta$

y, en consecuencia, y coincidiendo lógicamente con lo obtenido al hablar de la función de producción, existen economías de escala cuando $\alpha + \beta > 1$. Es decir, cuando la elasticidad de los costes con respecto al *output* es inferior a la unidad.

El principal inconveniente del planteamiento Cobb-Douglas es que implica una elasticidad de sustitución constante e igual a la unidad. Como la elasticidad de la sustitución es la proporción en que varía la relación óptima de factores ante un cambio en sus precios relativos, el hecho de que este parámetro tome un valor unitario supone que, en términos monetarios, las participaciones de los factores productivos en el valor total de la producción se mantengan siempre constantes.

Otro aspecto criticado de las funciones de producción Cobb-Douglas es que suponen un factor de escala, o de grado de homogeneidad ($\alpha + \beta$), constante, cuando lo que parece razonable es que cambie a medida que varían los niveles y las proporciones de los *inputs* aplicados al proceso productivo.

El tipo de funciones de producción CES surgió a partir de observaciones empíricas que sugerían una elasticidad de sustitución fija, pero no unitaria. Su formulación matemática, sin embargo, sigue dando lugar a un factor de escala constante.

Más recientemente, han comenzado a emplearse las funciones translog, que, a diferencia de las anteriores, no se basan en observaciones empíricas, sino que utilizan el concepto matemático de desarrollos en series de Taylor para obtener aproximaciones de segundo grado a funciones de potencias. Desde un punto de vista práctico, ocurre que, en la estimación de funciones translog, suelen aparecer frecuentemente graves problemas de multicolinealidad.

La función de costes empleada en este trabajo es del tipo Cobb-Douglas, si bien el tratamiento que se hace del parámetro de eficiencia elimina los dos inconvenientes citados de que adolece este tipo de función, tal como en el *Anexo* se detalla.

V. ESTIMACIONES DE ECUACIONES DE COSTE

A efectos de llevar a cabo la estimación de ecuaciones de coste, se dispone de datos acerca de setenta y seis cajas de ahorros (en realidad, se trata de setenta y siete cajas, pero una ha sido

excluida debido a problemas en los datos) a lo largo de tres años. Concretamente, los años 1986, 1987 y 1988. En total, se dispone, pues, de 228 observaciones.

La variable de costes utilizada hace referencia a los costes operativos medios por unidad de depósitos, incluyendo tales costes operativos los siguientes epígrafes:

- a) Gastos de personal: sueldos y salarios, incluidas gratificaciones y seguridad social.
- b) Gastos generales.
- c) Contribuciones e impuestos.
- d) Amortizaciones del inmovilizado.

De las partidas de los costes de explotación, que se asimilan a costes operativos, se ha excluido únicamente la constitución de fondos de pensiones, concepto que está sometido a cierta discrecionalidad en cuanto a la política seguida de dotaciones.

El precio del *input* trabajo, variable que interviene en las ecuaciones de coste, se ha obtenido a través del cociente entre gastos de personal y número de empleados. A partir de la información utilizada, no resulta factible obtener el precio de otros *inputs*, en particular, el precio del *input* capital. La solución adoptada al respecto, que en el *Anexo* se justifica de forma analítica, es suponer que el precio de estos otros *inputs* es similar para todas las cajas de ahorros, de suerte que un efecto temporal específico, común a las distintas cajas de ahorros y específico de cada año que compone la muestra, puede recoger adecuadamente estos efectos.

Una primera aproximación a la evaluación de la existencia de economías de escala se consigue dividiendo la muestra en cuartiles ordenados atendiendo al tamaño de las entidades de ahorro. Para cada cuartil, se calculan los costes operativos medios por unidad de depósitos y se analiza su evolución al pasar de un cuartil al siguiente. El cuadro número 1 detalla los resultados obtenidos para la media de los tres años contemplados.

En primer lugar, se consignan los costes operativos medios por unidad de depósitos para cuartiles ordenados atendiendo al volumen de depósitos. El primer cuartil recoge los costes operativos medios del 25 por 100 de cajas de ahorros de menor dimensión. El segundo cuartil ofrece tales costes para el 25 por 100 de cajas de ahorros siguientes en cuanto a tamaño. Y así sucesivamente, de forma que el último cuartil informa sobre los costes del 25 por 100 de cajas de ahorros de mayor dimensión.

Con respecto al volumen total de depósitos, el primer cuartil tiene unos costes operativos medios por 10.000 pesetas de depósitos de 525 pesetas, valor que resulta un 20 por 100 más elevado que el del segundo cuartil, que se sitúa en 437 pesetas. Al pasar a los cuartiles tercero y cuarto, los costes operativos medios por unidad de depósitos experimentan una cierta elevación con relación al mínimo, situada en el entorno del 5 por 100. El aspecto a destacar es, no obstante, los mayores costes de las cajas de menor dimensión frente al resto.

Una comparación más interesante se obtiene al descomponer la variable de tamaño en los tres componentes que explican el volumen total de depósitos, siguiendo similar metodología a la utilizada por Fanjul y Maravall (1985). En efecto, el volumen total de depósitos de una caja de ahorros «D» puede obtenerse a través de la siguiente identidad:

$$D = (\text{NO}) \times \left(\frac{\text{ND}}{\text{NO}} \right) \times \left(\frac{D}{\text{ND}} \right) = (\text{NO}) \times (\text{NDO}) \times (\text{TMD})$$

en donde «NO» es el número de oficinas de la caja de ahorros analizada, «ND» es el número de depósitos, «NDO» es el número de depósitos por oficina y «TMD» es el tamaño medio de los depósitos. Es decir, *ceteris paribus*, una entidad financiera puede aumentar el volumen total de depósitos, que es la medida de tamaño utilizada, a través de la expansión del número de oficinas, del número de depósitos por oficina y/o del tamaño medio de los depósitos. El examen por separado de los efectos de estas tres variables de tamaño puede ser indicativo de la forma de expansión más eficiente.

En relación al número de oficinas, el cuadro n.º 1 pone de manifiesto una cierta situación de desventaja comparativa de las cajas de ahorros de menor dimensión (primer cuartil) frente al cuartil siguiente. La diferencia porcentual de costes operativos por unidad de depósitos se sitúa en un 17 por 100. Al pasar al último cuartil, se aprecia un cierto aumento de costes, concretamente del 6 por 100, frente al cuartil más eficiente.

Los depósitos por oficina muestran similar patrón. El cuartil más eficiente es precisamente el segundo. Las cajas de ahorros de menor dimensión atendiendo a esta variable son las menos eficientes (diferencia de un 18 por 100), y para las de dimensión más elevada aparecen también ciertas desventajas.

Finalmente, las economías de escala aparecen con claridad al analizar la evolución de los costes

CUADRO N.º 1

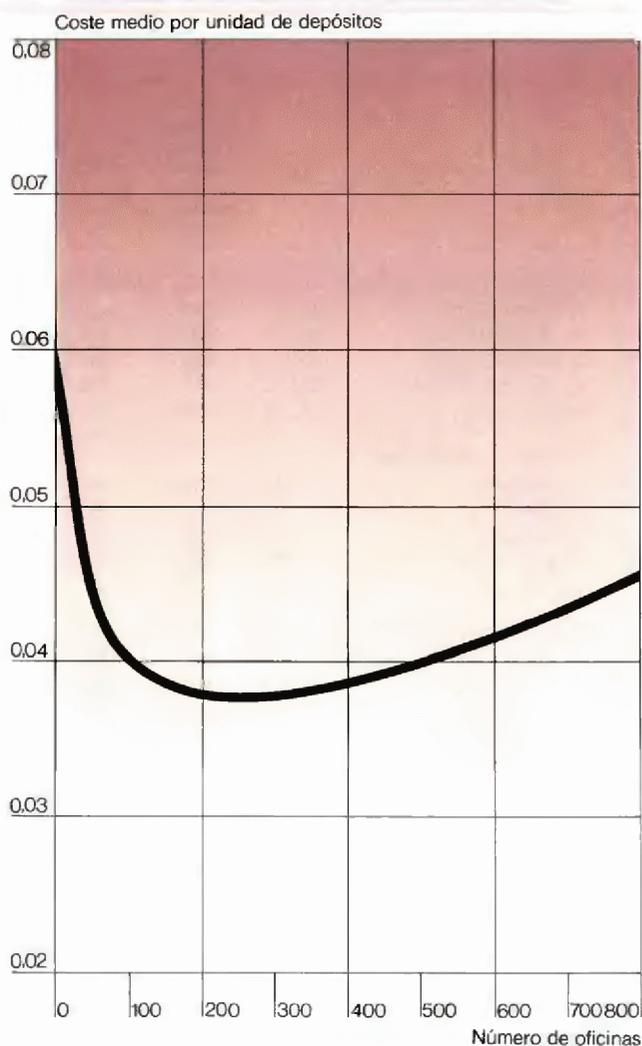
COSTES OPERATIVOS MEDIOS POR UNIDAD DE DEPOSITOS PARA CUARTILES ORDENADOS ATENDIENDO AL TAMAÑO

Volumen de depósitos	Media cuartil	Costes operativos medios en pesetas por 10.000 pesetas de depósitos	Índice
a) Volumen total de depósitos (En millones de pesetas)			
I) Hasta 41.011	22.421	525	120
II) 41.012-64.932	54.029	437	100
III) 64.933-115.583	90.359	459	105
IV) Más de 115.583	279.544	453	104
Media global	111.313	469	107
b) Número de oficinas			
I) Hasta 68	40	516	117
II) 69-95	83	441	100
III) 96-140	122	450	102
IV) Más de 140	370	468	106
Media global	154	469	106
c) Número de depósitos por oficina			
I) Hasta 2.566	2.104	504	118
II) 2.567-3.312	2.862	428	100
III) 3.313-4.348	3.782	460	107
IV) Más de 4.348	5.760	483	113
Mádia global	3.627	469	110
d) Tamaño medio de los depósitos (En pesetas)			
I) Hasta 174.000	145.000	532	137
II) 174.001-209.000	192.000	533	137
III) 209.001-242.000	222.000	425	110
IV) Más de 242.001	272.000	388	100
Media global	207.705	469	121

operativos medios por unidad de depósitos atendiendo al tamaño medio de los depósitos. El efecto de esta variable de tamaño es reducir de forma regular estos costes operativos medios. Así, el primer cuartil tiene unos costes operativos medios por unidad de depósitos un 37 por 100 más elevados que el último cuartil.

Esta presentación de datos ofrece una primera indicación sobre la posible existencia de economías de escala. En concreto, las cajas de menor dimensión son menos eficientes que el resto. No obstante, adolece de dos limitaciones. En primer lugar, no permite el análisis bajo la hipótesis *ceteris paribus*. En segundo lugar, no posibilita apreciar si las diferencias resultantes son o no estadísticamente significativas.

GRAFICO 2
COSTE MEDIO POR UNIDAD DE DEPOSITOS



Con respecto al primer punto —es decir, la violación de la hipótesis *ceteris paribus*—, la idea es la siguiente: es posible que, por ejemplo, las cajas de ahorros con mayor número de oficinas tengan, a su vez, un tamaño medio de los depósitos más elevado o un mayor nivel de salarios. Ello se traduce en que la simple tabla cruzada no permite aislar el efecto individual de cada variable *per se*, sino que tal información recoge una mezcla de distintos efectos de signo contrapuesto.

Con relación a la significatividad estadística de la diferencia, el aspecto a destacar es que ésta puede ser el reflejo de los factores accidentales,

no extrapolables a observaciones de fuera de la muestra, y por tanto, los datos pueden perder relevancia para hacer afirmaciones sobre la existencia o no de economías de escala en el sector cajas de ahorros. Un simple análisis de la varianza, que es la solución estadística tradicionalmente adoptada, sigue adoleciendo del problema de que, posiblemente, se viole la hipótesis *ceteris paribus*, por lo que tal solución tampoco resulta plenamente adecuada.

Estas dos consideraciones son las que justifican la estimación de funciones de coste, que constituye la estrategia que hemos adoptado, según la metodología y resultados que se detallan en el *Anexo*.

En síntesis, se estima un sistema de tres ecuaciones que flexibiliza el denominado «modelo de efectos fijos». Dos ecuaciones describen la función de costes (son las ecuaciones [8] y [9] del *Anexo*) y una tercera evalúa la elasticidad del volumen de depósitos con respecto al número de oficinas. Los resultados que seguidamente se ofrecen son los obtenidos a través de la resolución conjunta de estas tres ecuaciones.

VI. ANALISIS DE LOS EFECTOS DE LAS VARIABLES DE DIMENSION SOBRE LOS COSTES OPERATIVOS

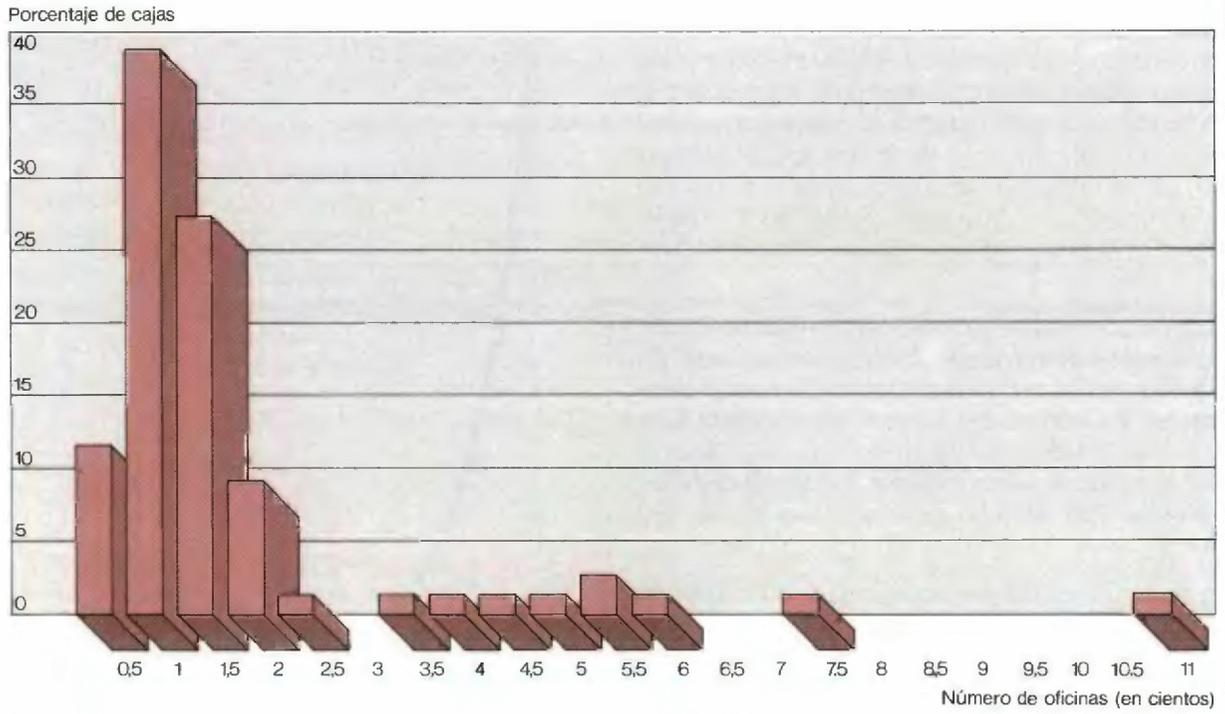
1. Efectos derivados del número de oficinas

En esta sección, se va a pasar revista a los efectos de las variables de dimensión sobre los costes operativos a través de la simulación de las ecuaciones que se detallan en el *Anexo*. Concretamente, de las ecuaciones [8], [9] y [11], relativas a costes operativos por unidad de depósitos (ecuaciones [8] y [9]) y elasticidad depósitos-oficinas (ecuación [11]). Al modificar las variables de dimensión, se supondrá, en todos los casos, que se trata de cambios permanentes, según metodología que se describe en el *Anexo*.

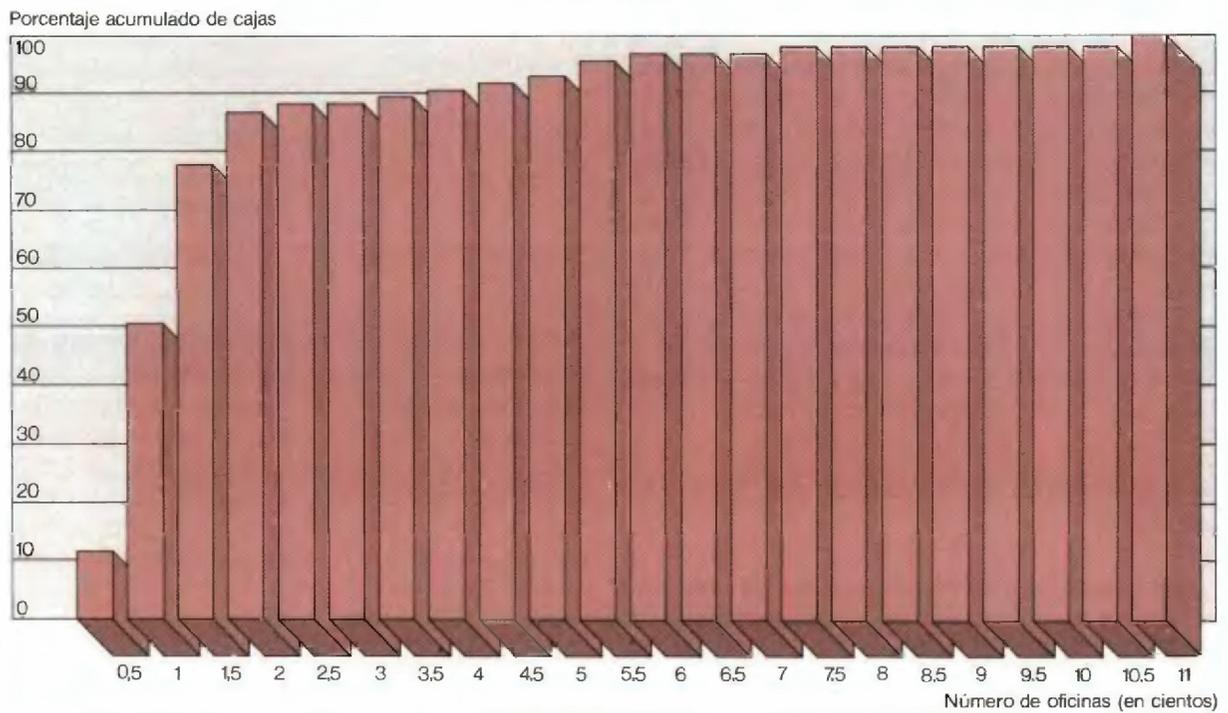
La primera variable de dimensión a analizar a través de la simulación del modelo es el número de oficinas. A este respecto, los gráficos 2 y 3 aportan la información relevante. En concreto, la estimación de la función de costes medios por unidad de depósitos (gráfico 2) se ha obtenido asignando a las distintas variables explicativas sus valores muestrales medios (media de tres años) y variando sólo el número de oficinas y el número

**GRAFICO 3
DISTRIBUCION DEL NUMERO DE OFICINAS**

A) Histograma



B) Función de distribución



de depósitos por oficina. Para esta última variable, la identidad utilizada ha sido:

$$NDO = \frac{ND}{NO} = \frac{D/TMD}{NO} = \frac{D}{NO \times TMD}$$

en donde «NDO» es el número de depósitos por oficina de una determinada caja de ahorros, «ND» el número total de depósitos, «NO» el número de oficinas y «TMD» el tamaño medio de los depósitos. Postulando una elasticidad 1,10 «depósitos-oficinas», que es el resultado de la resolución a largo plazo de la ecuación estimada (véase ecuación [11] del *Anexo*), y manteniendo constante el tamaño medio de los depósitos, es posible simular el modelo.

El gráfico 2 evidencia claras economías de escala para tamaños inferiores a 150 oficinas. A partir de este límite, empero, las economías de escala desaparecen y la curva de costes experimenta una muy suave elevación. Por otro lado, tal como el gráfico 3 indica, la caja modal tiene unas 75 oficinas, y la media está situada en el entorno de las 150 oficinas.

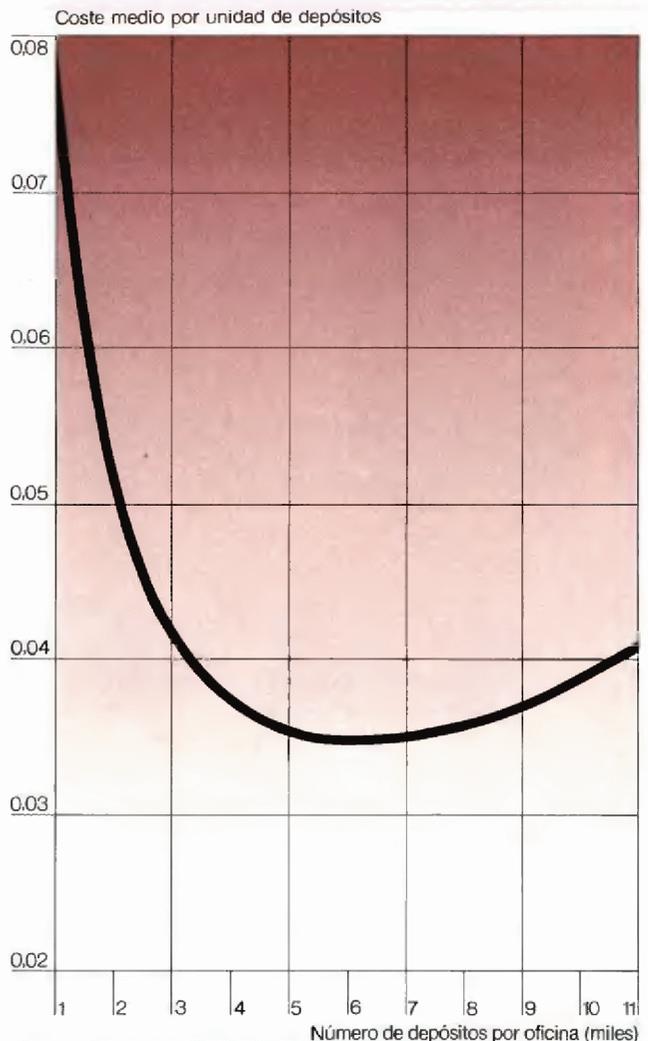
En conclusión, cabría resaltar que, en cuanto al número de oficinas, la dimensión media de las cajas parece adecuada (si bien la modal es algo reducida), y que no cabe esperar por esta vía de expansión importantes economías de escala en cuanto a costes. Similar conclusión alcanzan Fanjul y Maravall (1985).

Como es evidente, dependiendo de la elasticidad depósitos-oficina, el punto en que las economías de escala desaparecen puede desplazarse hacia derecha o izquierda. Ello dependerá de si las nuevas oficinas se ubican en zonas rurales o urbanas, o del grado de saturación existente. La conclusión obtenida hace referencia a una «caja media» cuya elasticidad depósitos-oficina es prácticamente unitaria. Es decir, se pretende que el resultado obtenido tenga validez a escala de todo el sector, pero no es directamente aplicable a las cajas de ahorros individuales que componen la muestra.

2. Efectos derivados del número de depósitos por oficina

Al igual que en el caso precedente, la caja de ahorros de referencia es la media, y se supone que todas las variables permanecen estables a este nivel salvo el número de depósitos por oficina, cuya variación permite dibujar la función de costes medios.

GRAFICO 4
COSTE MEDIO POR UNIDAD DE DEPOSITOS

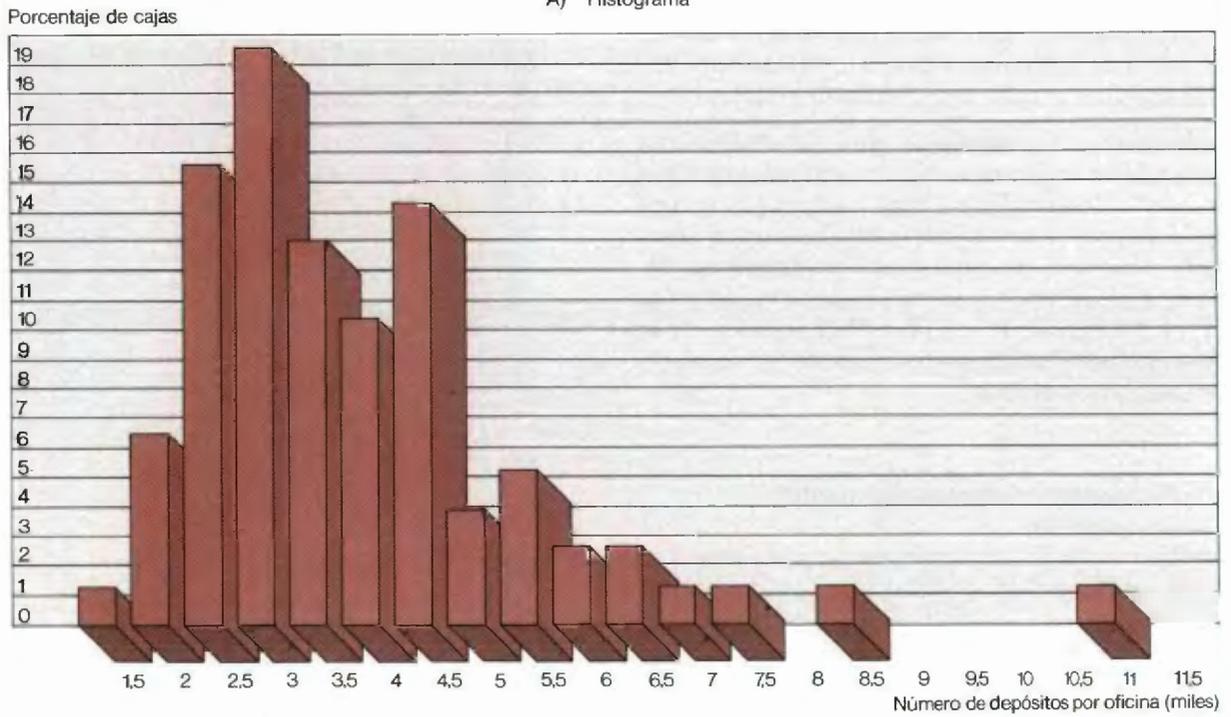


Para valores muy pequeños del número de depósitos por oficina, al igual que lo que ocurría con respecto al número de oficinas, las economías de escala se perfilan con claridad (véase gráfico 4). El punto mínimo se sitúa en el entorno de los 5.000 depósitos por oficina, y a partir de este valor la función de costes experimenta una muy suave elevación, puede que ni tan siquiera estadísticamente significativa.

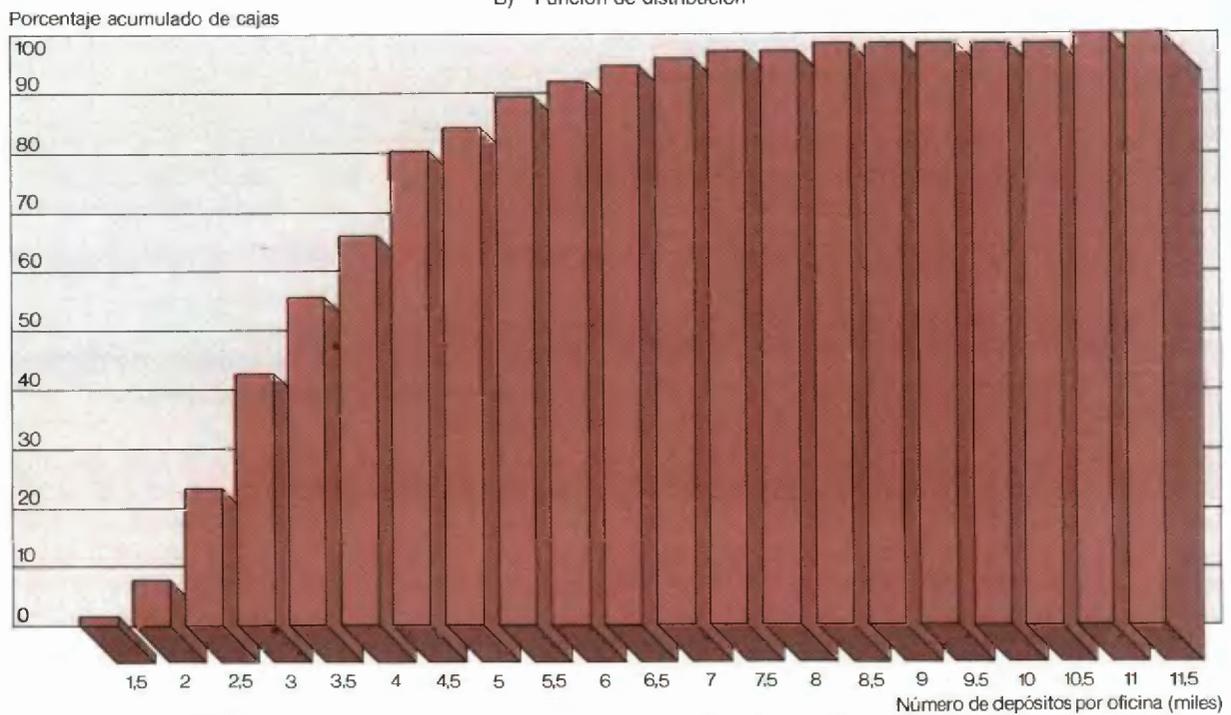
Con respecto a la distribución por tamaños, el gráfico 5 aporta la información relevante. El valor modal es de 2.750 depósitos por oficina, y la media está situada en 3.600 depósitos por oficina.

**GRAFICO 5
DISTRIBUCION DEL NUMERO DE DEPOSITOS/OFICINA**

A) Histograma



B) Función de distribución



Es decir, desde esta óptica, las cajas de ahorros media y modal aparecen con una dimensión excesivamente reducida, y mediante el aumento del número de depósitos por oficina podrían lograrse ciertas economías de escala. En definitiva, a lo que este resultado está apuntando es a la conveniencia de conseguir un mejor aprovechamiento de las oficinas existentes como vía de expansión que permitiría abaratar costes por unidad de depósitos.

Finalmente, cabe destacar que las diferencias que se observan entre estos resultados y los del cuadro n.º 1, que calculaba las medias por cuartil de los costes operativos para cajas ordenados atendiendo al número de depósitos por oficina, se deben a que el análisis a partir de tablas cruzadas (es decir, el del cuadro n.º 1) no permite preservar la hipótesis *ceteris paribus* y aislar el efecto derivado de la variable analizada.

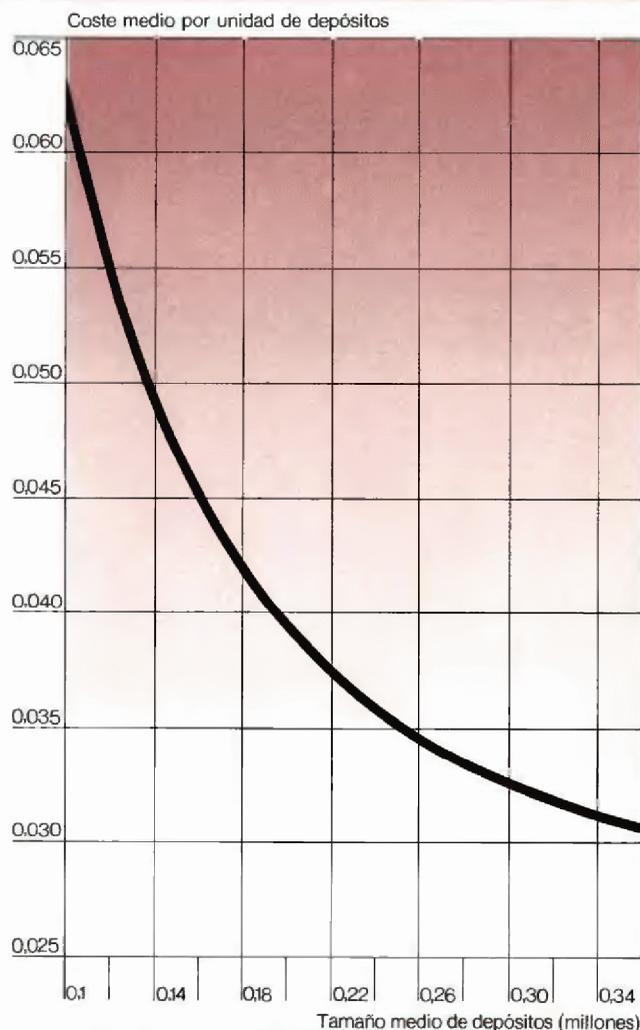
3. Efectos derivados del tamaño medio de los depósitos

Al evaluar el efecto derivado del tamaño medio de los depósitos siguiendo la metodología descrita, el hecho a destacar, recogido por el gráfico 6, es que se dan claras economías de escala para la totalidad de tamaños medios contemplados. Es decir, la estrategia de expansión aumentando el tamaño medio de los depósitos permite, claramente, reducir costes, conclusión acorde con la que directamente se obtiene del cuadro n.º 1, ya descrito en la sección anterior, y también en consonancia con la obtenida por Fanjul y Maravall (1985). En este caso, no existe un punto mínimo, a diferencia de lo que ocurría con las dos variables de dimensión precedentes, si bien, a partir de 340.000 pesetas, la curva muestra cierta tendencia a aplanarse.

Cabe destacar, por otro lado, que el tamaño medio de los depósitos es, en las cajas de ahorros, reducido, estando situada la media y la moda en 210.000 pesetas (véase gráfico 7).

Esta es una variable sobre la que puede resultar difícil actuar, dado que, en cierta medida, factores de tipo sociológico contribuyen a explicar la reducida dimensión media de los depósitos en las cajas. A este respecto, Revell (1991) señala que el tamaño de los depósitos puede venir condicionado por el propio mercado. A pesar de ello, consideramos que este resultado puede ser de interés a efectos de contribuir a orientar futuras políticas de expansión.

GRAFICO 6
COSTE MEDIO POR UNIDAD DE DEPOSITOS



4. Efecto conjunto de las variables de dimensión sobre los costes operativos medios

Tomando como referencia la caja de ahorros «media», en este apartado se introducen modificaciones en las variables de dimensión, y se analizan los efectos esperados que ello tiene sobre los correspondientes costes operativos por unidad de depósitos. Lógicamente, las cuantificaciones obtenidas no pretenden ser aplicables a ninguna caja de ahorros concreta, sino únicamente ilustrar la posible traducción en costes operativos medios de las economías de escala en cajas cuya dimen-

CUADRO N.º 2

ESTIMACION DE LA REDUCCION DE COSTES OPERATIVOS MEDIOS QUE SE LOGRA AL PASAR DE LA DIMENSION MEDIA «OBSERVADA» A LA DIMENSION ESTIMADA DE «MINIMO COSTE»

Variables de dimensión	Dimensión «media» observada (1)	Dimensión estimada de «mínimo» coste (2)	Índice de correspondencia (2)/(1)
Número de oficinas	150	150	1,00
Número de depósitos por oficina	3.600	5.000	1,39
Tamaño medio de depósitos en pesetas	210.000	350.000 (*)	1,67
Volumen total de depósitos en millones de pesetas (**)	113.400	262.500 (**)	2,31
Costes resultantes			
Costes operativos en pesetas por 10.000 pesetas de depósitos.	469	370	0,79

(*) Esta variable se ha fijado en 350.000 pesetas, que es uno de los valores muestrales más elevados. Dado que el efecto del aumento del tamaño medio de los depósitos es siempre la reducción de costes, no existe un valor de «mínimo», y se ha optado por seleccionar un extremo de la distribución muestral.

(**) Se obtiene a partir del producto: (Número de oficinas) × (Número de depósitos por oficina) × (Tamaño medio depósitos).

sión y pautas de comportamiento (tecnología, capital humano, etcétera) se aproximan a la media.

Por otro lado, conviene resaltar que el análisis se concreta a los costes operativos. Es decir, no se tienen en cuenta otras posibles ventajas (o desventajas) de la dimensión, tales como el acceso a determinados mercados o tipos de operaciones, y la repercusión que ello pueda tener sobre los ingresos y costes financieros, aspectos que están excluidos de este análisis.

El cuadro n.º 2 ofrece la información relevante. En efecto, la caja «media» (entelequia que no existe en el mundo real, pero que es útil como marco de referencia) tiene 150 oficinas, un promedio de 3.600 depósitos (en número) por oficina, un tamaño medio de los depósitos de 210.000 pesetas, y un volumen total de depósitos, en millones de pesetas, de 113.400, magnitud que se obtiene por simple producto de las tres precedentes. Por otro lado, los costes operativos por 10.000 pesetas de depósitos son, en esta caja «media», de 469 pesetas.

La tecnología que la caja media utiliza queda reflejada por las funciones de coste y de elasticidad depósitos-oficinas que se detallan en el *Anexo*.

La cuestión que seguidamente se plantea es tratar de valorar los costes operativos de esta caja media en el supuesto de que se modificasen sólo las variables de dimensión, de forma que éstas se adaptasen a la dimensión estimada de «mínimo coste».

A este respecto, para la dimensión de mínimo coste, el número de oficinas sigue siendo de 150, tal como el gráfico 2 pone de manifiesto, y el índice de correspondencia es unitario. Cabe destacar, por otro lado, que un mayor número de oficinas (es decir, sobrepasar la cota de 150) afectaría poco a los costes.

En cuanto al número de depósitos por oficina, para la dimensión de mínimo coste se evalúa en 5.000 (véase gráfico 4). Tampoco en este caso superar esta cota tiene efectos apreciables sobre los costes, y lo que este resultado está apuntando es la conveniencia de un mejor aprovechamiento de las oficinas existentes. El índice de correspondencia es de 1,39. En otros términos, la dimensión estimada de mínimo coste comporta para esta variable un valor un 39 por 100 superior al de la media.

Por último, al aumentar el tamaño medio de los depósitos, los costes por unidad de depósitos decrecen siempre de forma sostenida (véase gráfico 6), dado que la función no tiene un mínimo. Para ofrecer un valor con sentido económico, se ha optado por fijar esta variable de acuerdo con el extremo de la distribución muestral de tamaños. La magnitud obtenida es de unas 350.000 pesetas. Ello supone un índice de correspondencia con respecto a la caja media de 1,67 (diferencia porcentual del 67 por 100).

Por producto de estas tres variables, se obtiene la dimensión estimada de mínimo coste para esta hipotética caja que utiliza la tecnología descrita. Puede observarse que el volumen total de depósitos es 2,3 veces el de la caja media.

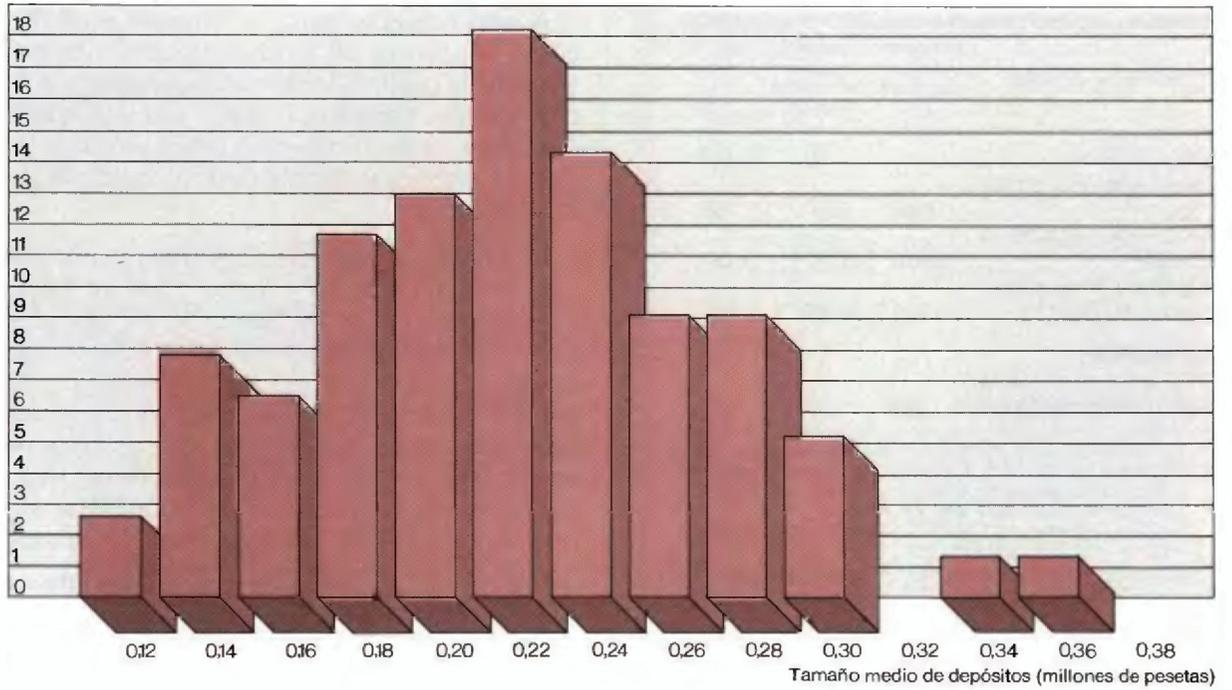
En cuanto a los costes por 10.000 pesetas de depósitos, este aumento de tamaño en la dirección expuesta permite su reducción de 469 a 370 pesetas. Es decir, un descenso de un 21 por 100.

Ninguna caja utiliza estrictamente la tecnología de la caja media o «representativa», y por tanto este análisis no es directamente aplicable a ninguna entidad financiera concreta, de igual forma que cuando se estima que la propensión marginal al consumo es de, por ejemplo, 0,7, tal estimación no sirve para predecir el incremento del consumo del Sr. X si su renta aumenta en 100 unidades mone-

**GRAFICO 7
DISTRIBUCION DE TAMAÑO MEDIO DE DEPOSITOS**

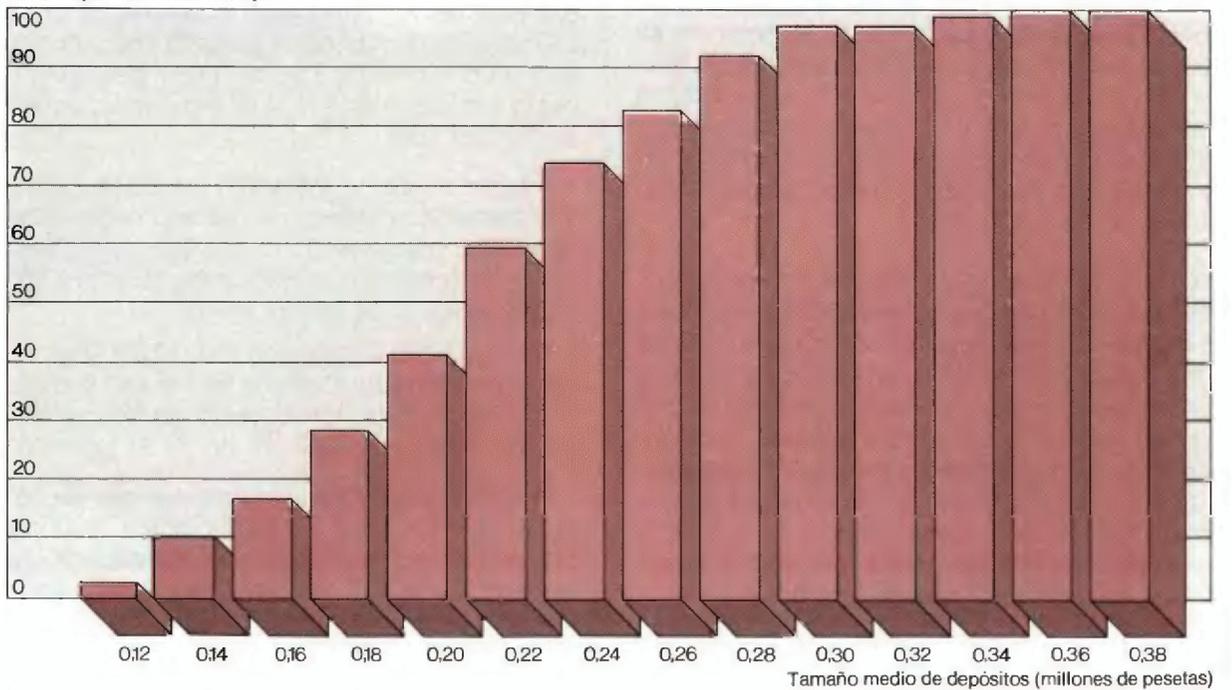
Porcentaje de cajas

A) Histograma



Porcentaje acumulado de cajas

B) Función de distribución



tarias. No obstante, es relevante a efectos de enjuiciar la totalidad del sector, permitiendo traducir a costes operativos las economías de escala que se observan para cajas de reducida y moderada dimensión. En concreto, la dimensión modal es de unos 75.000 millones de pesetas de depósitos. Por otra parte, de setenta y siete cajas, sólo veintiuna están por encima de la dimensión media de depósitos, y de éstas, únicamente ocho tienen una dimensión superior a la estimada de mínimo coste.

Adicionalmente, el cuadro n.º 3 desagrega los factores explicativos de la reducción de costes al pasar de la caja de dimensión media a la de mínimo coste. En efecto, la caja media, y su correspondiente tecnología, dan lugar a unos costes operativos de 469 pesetas por 10.000 pesetas de depósitos. Aumentando el tamaño, descienden a 370 pesetas. Este descenso de 99 pesetas se desglosa en 68 pesetas derivadas del aumento en el tamaño medio de los depósitos y 31 pesetas resultantes del incremento del número de depósitos por oficina.

En definitiva, este cuadro permite ilustrar la senda de expansión eficiente de la caja de ahorros media. Las mayores economías se logran por la vía de incrementar el tamaño medio de los depósitos y, en segundo lugar, por el aumento del número de depósitos por oficina. En general, y desde la óptica de la reducción de costes operativos por unidad de depósitos, el aumento del número de oficinas es una vía de expansión poco eficiente. Conviene resaltar, no obstante, que otras consideraciones distintas de la minimización de costes podría hacer aconsejable el aumento del número de oficinas. Los resultados numéricos obtenidos están circunscritos a la evaluación de costes, y constituyen sólo una ilustración de lo acontecido en los últimos años para una caja hipotética cuya tecnología se interpreta como representativa de la totalidad del sector. Este es, en definitiva, el paradigma que subyace a la estimación de ecuaciones de comportamiento con datos de panel.

VII. RESUMEN Y CONCLUSIONES

La pretensión de este trabajo es ofrecer respuesta a la siguiente cuestión: ¿Tienen las cajas de ahorros, por razón de su dimensión, ventajas comparativas desde la óptica de los costes de producción? Si ello es así en términos generales, estaría avalada una política de fusiones a nivel sectorial. Para responder a esta pregunta, el análisis se ha centrado

CUADRO N.º 3

FACTORES EXPLICATIVOS DE LA REDUCCION DE COSTES OPERATIVOS MEDIOS QUE SE LOGRA AL PASAR DE LA DIMENSION «MEDIA» OBSERVADA A LA DIMENSION ESTIMADA DE «MINIMO COSTE»

Coste observado por 10.000 pesetas de depósitos para la dimensión «media»	469
Coste estimado por 10.000 pesetas de depósitos para la dimensión de «mínimo coste»	370
Diferencia de costes	99
Factores explicativos de la diferencia:	
Discrepancia en el tamaño medio de los depósitos	68
Discrepancia en el número de depósitos por oficina	31

en el estudio de los costes operativos, concepto que excluye los financieros.

Por otro lado, el objetivo final de una entidad financiera (en nuestro caso, caja de ahorros) puede no ser la minimización de costes, sino la maximización de los beneficios o la maximización del *output* producido. Si bien, bajo ciertas condiciones teóricas, las tres medidas de eficiencia tienen las mismas implicaciones, tales condiciones difícilmente se satisfacen en el mundo real. En este contexto, cabe también destacar que ciertas ventajas (o inconvenientes) del tamaño pueden venir por las vías de la capacidad de acceso a determinados mercados o de la capacidad para ejercer cierto poder contractual. Ello puede ser particularmente relevante en un contexto de liberalización progresiva del sistema financiero y de eliminación de barreras a la entrada de nuevos competidores extranjeros.

La hipótesis adoptada en este estudio es que el nivel de *output* producido, que se identifica con los depósitos y que tiene su correspondiente traducción a nivel de créditos concedidos, es una variable dada. En este escenario, la entidad financiera trata de minimizar costes, lo que permite derivar una función de costes en la que éstos dependen del nivel de *output* (en nuestro caso, el volumen de depósitos) y de los precios de los *inputs*. A partir de esta formulación, la entidad financiera tendrá economías de escala si la elasticidad de los costes con respecto al nivel de depósitos es inferior a la unidad, lo que resulta indicativo de que, al

aumentar la dimensión, los costes operativos por unidad de depósitos serán decrecientes.

Para estimar la correspondiente función de costes, se dispone de una muestra de panel de setenta y seis cajas a lo largo de los años 1986, 1987 y 1988. Para que la estimación cobre sentido, es preciso introducir la hipótesis de que existe una tecnología relativamente común a las distintas entidades financieras, y la estimación resultante se interpreta como representativa del sector cajas de ahorros. La hipótesis de tecnología común no será nunca estrictamente válida, si bien, a partir de ciertos criterios estadísticos, puede averiguarse en qué medida la aproximación puede resultar útil. En cualquier caso, la correspondiente estimación reviste interés únicamente para hacer inferencias a escala de sector, pero no a escala de las entidades individuales que componen la muestra analizada. En cierta forma, la curva de costes resultante puede interpretarse como una función «promedio» de las hipotéticas funciones de costes individuales. Ello puede ser especialmente relevante para el modelo de «efectos individuales», estrategia de modelización seleccionada según se describe en el *Anexo*.

A partir de este enfoque, y sin olvidar las anteriores consideraciones, se desprenden las *conclusiones* siguientes:

1. En primer lugar, para los tamaños modales existentes en el sector cajas de ahorros, efectivamente, se dan economías de escala asociadas a la dimensión, en el sentido de que la elasticidad de los costes operativos, con respecto a las variables de dimensión, es inferior a la unidad. O, en otros términos, que la elasticidad de los costes operativos por unidad de depósitos, con respecto a las variables de dimensión, es negativa, de donde se desprende que estos costes tienden a decrecer al expandirse la dimensión de la entidad. Ello es particularmente cierto para tamaños reducidos y moderados. Para cajas de ahorros de mayor tamaño, estas economías de escala tienden a desaparecer.

2. Seleccionando como variable de dimensión el volumen total de depósitos, existen formas alternativas de lograr su expansión. En efecto, siguiendo la sugerencia de Fanjul y Maravall (1985), el volumen total de depósitos puede descomponerse en el producto siguiente:

$$\left[\begin{array}{c} \text{Volumen} \\ \text{total de} \\ \text{depósitos} \end{array} \right] = \left[\begin{array}{c} \text{Número de} \\ \text{oficinas} \\ \text{de la} \\ \text{entidad} \end{array} \right] \times \left[\begin{array}{c} \text{Número de} \\ \text{depósitos} \\ \text{por oficina} \end{array} \right] \times \left[\begin{array}{c} \text{Tamaño} \\ \text{medio de} \\ \text{los} \\ \text{depósitos} \end{array} \right]$$

A partir de esta descomposición, se constata que la forma más eficiente que tienen las cajas de ahorros de expandirse es a través del aumento del tamaño medio de los depósitos. Esta forma de expansión muestra siempre economías de escala. Ello significa que cabe esperar una reducción de los costes operativos por unidad de depósitos a medida que cambia la composición de éstos y aumenta el peso de los depósitos de mayor tamaño. Este resultado es relevante, dado que las cajas de ahorros se caracterizan, precisamente, por tener un reducido tamaño medio de los depósitos.

Con respecto al número de depósitos por oficina, aparecen economías de escala para valores reducidos y moderados de esta variable, y tales economías tienden a desaparecer al alcanzar la variable una determinada cota.

Finalmente, el aumento del número de oficinas no muestra claras economías de escala, salvo para tamaños reducidos. De las tres posibles formas de expansión de las cajas de ahorros, ésta es precisamente la forma más ineficiente, resultado acorde con el obtenido por Fanjul y Maravall (1985) utilizando una metodología distinta.

En un intento de traducir a costes las economías de escala observadas, se estima que, para una caja de ahorros representativa (es decir, una caja de ahorros que utilice la tecnología «media» del sector), el paso de la dimensión media observada a la dimensión estimada de mínimo coste podría representar del orden de un 21 por 100 de reducción en los costes operativos por unidad de depósitos. En cualquier caso, esta estimación es sólo expresiva de un mero orden de magnitud, más que de una valoración cuantitativa concreta. En particular, la «caja representativa» no existe en el mundo real; es sólo una hipotética caja caracterizada por tener una función de costes que, en cierta forma, representa la «media» de las funciones de coste individuales.

3. Una implicación de carácter general que estos resultados tienen es que, para las cajas de ahorros de menor dimensión, puede estar justificada una política de fusiones. No obstante, aparte de otras consideraciones, es aconsejable que ésta discorra sobre la base de un mejor aprovechamiento de las oficinas existentes, posibilitando un aumento del número de depósitos por oficina. Igualmente, está justificada una política de ampliación del tamaño medio de los depósitos como vía para reducir costes operativos medios. No obstante, en la práctica, resulta difícil aumentar el tamaño medio de

los depósitos sin elevar el coste financiero. Es preciso, por tanto, comparar la reducción de costes operativos derivada de un mayor tamaño medio de los depósitos con el correspondiente aumento asociado del coste financiero.

Este conjunto de recomendaciones son necesariamente generales, no directamente aplicables a entidades concretas, sino únicamente relevantes para enjuiciar el comportamiento global del sector. Por otro lado, cabe resaltar que, en un contexto más amplio, motivaciones distintas de la minimización de costes pueden hacer recomendable (o desaconsejable) un determinado proceso de fusión.

REFERENCIAS

- ANDERSON, T. W., y HSIAO, C. (1981), «Estimation of dynamic models with error components», *J.A.S.A.*, 76, págs. 598-606;
- CONFEDERACIÓN ESPAÑOLA DE CAJAS DE AHORROS —CECA— (1989), «Las Cajas de Ahorros ante 1992», Ponencia III de la LIX Asamblea General Ordinaria de CECA.
- ESPITA, M.; POLO, Y., y SALAS, V. (1990), *Eficiencia estática y dinámica en el sector bancario español*, Fundación FIES.
- FANJUL, O., y MARAVALL, F. (1985), *La eficiencia del sistema bancario español*, Alianza Universidad.
- HEATHFIELD, D. F., y WIBE, S. (1987), *An introduction to cost and production functions*, Mac Millan.
- HSIAO, C. (1986), *Analysis of panel data*, Cambridge University Press.
- LAGARES, M. (1988), «Cajas de ahorros: Los retos del futuro», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 36, págs. 157-173.
- LINGARD, J.; CASTILLO, L., y JAYASURIYA (1983), «Comparative efficiency of rice farms in Central Luzon, The Phillipines», *Journal of Agricultural Economics*, n.º 34, págs. 163-173.
- MUNDLAK, Y. (1978), «On the pooling of time series and cross-section data», *Econometrica*, 46, págs. 69-85.
- REVELL, J. (1989), *El futuro de las cajas de ahorros. Estudio de España y el resto de Europa*, Fundación FIES.
- (1991), «Consecuencias de los cambios recientes en las cajas de ahorros de Europa Occidental», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 46.
- SCHMIDT, P. (1986), «Frontiers production function: A survey», *Econometric Review*, 4, págs. 289-328.

ANEXO

FORMULACION DEL MODELO Y RESULTADOS ECONOMETRICOS OBTENIDOS

1. EL PROBLEMA DE LA ESTIMACION. ASPECTOS METODOLOGICOS

Como ya se ha indicado, disponemos de una muestra de setenta y seis cajas de ahorros observadas a lo largo de tres años. Una adaptación del modelo de efectos fijos parece la solución más adecuada. El punto de partida es una ecuación de costes Cobb-Douglas [los intentos de estimar ecuaciones de tipo translogarítmico se tradujeron en cuasi-insalvables problemas de multicolinealidad (*), lo que nos indujo a mantener la hipótesis simplificadora de linealidad en logaritmos] del siguiente tipo:

$$\ln C_{it} = \mu + \beta \ln D_{it} + \beta_4 \ln W_{it} + U_{it} \quad [1]$$

en donde «C_{it}» son los costes operativos de la caja de ahorros «i» en el período «t», «D_{it}» los depósitos, «W_{it}» los salarios, y «U_{it}» una perturbación aleatoria.

La posible existencia de economías de escala, lógicamente, viene reflejada por una elasticidad costes-depósitos inferior a la unidad.

Una extensión inmediata de esta ecuación es introducir la descomposición siguiente:

$$\ln D_{it} = \ln NO_{it} + \ln NDO_{it} + \ln TMD_{it} \quad [2]$$

en donde, como antes ya se ha indicado, «NO» es el número de oficinas, «NDO» el número de depósitos por oficina y «TMD» el tamaño medio de los depósitos.

Permitiendo que difiera la elasticidad de los costes con respecto a cada componente y sustituyendo, se obtiene:

$$\ln C_{it} = \mu + \beta_1 \ln NO_{it} + \beta_2 \ln NDO_{it} + \beta_3 \ln TMD_{it} + \beta_4 \ln W_{it} + U_{it} \quad [3]$$

que también puede expresarse como:

$$\ln \left(\frac{C_{it}}{D_{it}} \right) = \mu - (1 - \beta_1) \cdot \ln NO_{it} - (1 - \beta_2) \cdot \ln NDO_{it} - (1 - \beta_3) \ln TMD_{it} + \beta_4 \ln W_{it} + U_{it} \quad [4]$$

Una ecuación de este tipo permite apreciar economías de escala de forma separada con relación al número de oficinas, al número de depósitos por oficina y al tamaño medio de los depósitos. Obviamente, la igualdad de los tres coeficientes «β₁ = β₂ = β₃ = β» se traducirá en la ecuación:

$$\ln \left(\frac{C_{it}}{D_{it}} \right) = \mu - (1 - \beta) \ln D_{it} + \beta_4 \ln W_{it} + U_{it}$$

No obstante, como más adelante se comprueba, los datos claramente rechazan tal especificación.

Resta, por último, comentar el comportamiento de la perturbación aleatoria «U_{it}». Esta perturbación aleatoria recoge un

efecto individual específico «α_i^{*}», un efecto temporal específico «Γ_t» y un *shock* puramente aleatorio «ε_{it}». Es decir:

$$U_{it} = \alpha_i^* + \Gamma_t + \epsilon_{it} \quad [5]$$

Se supone que el efecto individual específico «α_i^{*}» es substancial a cada caja de ahorros, y que depende de variables tales como la propia dimensión o variables que reflejan la composición del activo y del pasivo. Posteriormente, se insiste sobre este extremo.

En cuanto al efecto temporal específico, «Γ_t», refleja el efecto derivado del cambio técnico y de los precios de los *inputs* excluidos. Se supone que ambos tipos de efectos son comunes para las distintas cajas de ahorros.

En concreto, si «δ_t» es el efecto del cambio técnico y «P_t» el vector de precios de los *inputs* excluidos, se tiene:

$$\Gamma_t = \delta_t + \Phi' \cdot P_t \quad [6]$$

Desarrollando t = 1 hasta 3, se tiene:

$$\begin{aligned} \Gamma_t &= \Phi' (D_1 \cdot P_1) + \Phi' (D_2 \cdot P_2) + \Phi' (D_3 \cdot P_3) + \\ &+ \delta_1 \cdot D_1 + \delta_2 \cdot D_2 + \delta_3 \cdot D_3 = \\ &= (\delta_1 + \Phi' P_1) + [(\delta_2 - \delta_1) + \Phi' (P_2 - P_1)] D_2 + \\ &+ [(\delta_3 - \delta_1) + \Phi' (P_3 - P_1)] D_3 = \text{Const.} + \beta_5 \cdot D_2 + \\ &+ \beta_6 \cdot D_3 \end{aligned} \quad [7]$$

en donde «D₁, D₂ y D₃» son variables ficticias que adoptan valores unitarios para, respectivamente, los períodos 1, 2 y 3, y cero en los demás casos. Obsérvese que el efecto que las variables ficticias recogen es una mezcla del derivado del cambio técnico y de los precios de los *inputs* excluidos.

Operando con [4], [5] y [7] se obtiene la ecuación de costes a estimar:

$$\begin{aligned} \ln \left(\frac{C_{it}}{D_{it}} \right) &= \alpha_i - (1 - \beta_1) \cdot \ln NO_{it} - (1 - \beta_2) \cdot \ln NDO_{it} - \\ &- (1 - \beta_3) \ln TMD_{it} + \beta_4 \ln W_{it} + \beta_5 \cdot D_2 + \\ &+ \beta_6 \cdot D_3 + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad [8]$$

La hipótesis que subyace a este planteamiento es la igualdad de los coeficientes «β₁» a «β₆» para las setenta y seis cajas de ahorros que componen la muestra de tres años. La posible transgresión de esta hipótesis se interpreta que debe traducirse en que la estimación refleje de forma aproximada «valores medios». En cuanto a los coeficientes «α_i», captan efectos individuales específicos de cada caja de ahorros, que se materializan en desplazamientos de la correspondiente función de costes al pasar de una entidad a otra.

La ecuación [8] define el tradicional modelo de efectos fijos —véase, por ejemplo, Hsiao (1986). No obstante, en nuestro caso es aconsejable considerar tales efectos como estocásticos. Concretamente, suponer que «α_i» depende de las propias variables de dimensión, así como de otras variables que reflejan

la estructura del activo y del pasivo de la caja de ahorros. La formulación adoptada es:

$$\alpha_i = \Omega_0 + \Omega_1 \cdot \exp. \left(\overline{\ln NO_i} \right) + \Omega_2 \cdot \exp. \left(\overline{\ln NDO_i} \right) + \Omega_3 \cdot \exp. \left(\overline{\ln TMD_i} \right) + \Omega_4 \cdot \exp. \left(\overline{\ln \frac{DV_i}{D_i}} \right) + \Omega_5 \cdot \exp. \left(\overline{\ln \frac{ANC_i}{A_i}} \right) + v_i \quad [9]$$

Es decir, dentro de la ecuación de costes [8], « α_i » refleja, en cierta forma, los costes de estructura de cada caja de ahorros. Estos costes de estructura se postula que dependen de la propia dimensión de la caja (evaluada a través de la media para tres años de las variables de dimensión, indicando la super raya que se trata de una media temporal), de la proporción entre depósitos a la vista «DV» frente al total depósitos «D» (el signo esperado de esta variable es positivo, debido a que los costes aparejados a la gestión de un depósito a la vista son más elevados que los aparejados a un depósito a plazo), y de la proporción entre activos no crediticios «ANC» y total activos «A» (el signo esperado del coeficiente es negativo, debido a que es menos costosa la gestión de un activo no crediticio que la de un activo crediticio).

La ecuación [9] está inspirada en la formulación que Mundlak (1978) efectúa del modelo de efectos estocásticos y, en otro contexto, especificaciones similares han sido utilizadas para estimar funciones de producción (véase Lingard *et al.*, 1983, o Schmidt, 1986).

Una interpretación que puede darse a [8] es que refleja la función de costes para variaciones marginales y transitorias de las variables explicativas, mientras que para variaciones sustanciales y permanentes de tales variables debe operarse conjuntamente con [8] y [9]. En definitiva, la necesidad de completar [8] —que es el tradicional modelo de efectos fijos— con [9] queda puesta de manifiesto al observar la elevada correlación existente entre los « α_i » y las variables de dimensión contempladas. Conjugar ambas ecuaciones conduce a una función de costes que combina variables lineales y logarítmicas.

A efectos de estimación, puede lograrse consistencia expresando la ecuación [8] en forma de desviaciones con respecto a la media, aplicando *mínimos cuadrados ordinarios* y obteniendo por diferencia los correspondientes « α_i ». Posteriormente, volviendo a estimar [9] por *mínimos cuadrados ordinarios*. De hecho, Mundlak (1978) demuestra que este estimador de covarianzas de la ecuación [8] coincide con el estimador *mínimo cuadrático generalizado* del modelo de efectos estocásticos, en el supuesto de que los efectos individuales estocásticos estén relacionados linealmente con la totalidad de variables explicativas.

Si bien ciertas formas funcionales alternativas, más flexibles que la Cobb-Douglas, podrían evitar la necesidad de ligar los « α_i » a variables de dimensión, esta dependencia se observaba también para la translog. Además, los graves problemas de multicolinealidad que tales alternativas planteaban, junto al hecho de que [8] y [9] admiten una interpretación económica sencilla, nos han inducido a seguir la modelización descrita.

Finalmente, completar la modelización exige disponer de una estimación de la elasticidad depósitos-oficinas. En efecto, el aumento del número de oficinas necesariamente variará el número de depósitos por oficina, salvo que la elasticidad del volumen de depósitos con respecto al número de oficinas sea unitaria y que el tamaño medio de los depósitos no resulte

afectado. En la exposición que sigue, supondremos que, efectivamente, esta segunda condición se satisface. Es decir, que el tamaño medio de los depósitos no resulta modificado por el número de oficinas.

Con relación a la elasticidad depósitos-oficinas, en el momento de instalación de una nueva oficina la elasticidad de los depósitos será próxima a cero o muy reducida, y cabe esperar que esta elasticidad evolucione de forma creciente en el tiempo, a medida que la nueva oficina comience a ser plenamente operativa y a captar nuevos depósitos. Un modelo de ajuste parcial del tipo:

$$\ln D_n = \tau_1 + \tau_2 \ln D_{n-1} + \tau_3 \ln NO_n + \tau_4 \ln Y_n + e_n \quad [10]$$

puede ser adecuado como primera aproximación, en donde « τ_1 » refleja un efecto individual específico de cada caja, « D_n » es el volumen de depósitos de la caja de ahorros «i» en el período «n», « NO_n » es el número de oficinas y « Y_n » el PIB de la comunidad autónoma correspondiente. También se ensayaron distintas medidas de rentabilidad sin que se obtuviesen resultados estadísticamente significativos, por lo que finalmente se optó por esta especificación simplificada, que debe entenderse como una aproximación inicial al problema.

Dado que se dispone únicamente de tres observaciones temporales, un modelo de ajuste parcial plantea acusados problemas de sesgo en la estimación por *mínimos cuadrados ordinarios*. Es decir, la consistencia se alcanza con «T» (el número de observaciones temporales), que en nuestro caso está limitado a tres. Una forma de lograr consistencia con «N» (el número de observaciones de corte transversal, situado en setenta y seis), es estimar la ecuación por *variables instrumentales* después de adoptar incrementos. Ello comporta operar a partir de:

$$(\ln D_n - \ln D_{n-1}) = \tau_1 (\ln D_{n-1} - \ln D_{n-2}) + \tau_2 (\ln NO_n - \ln NO_{n-1}) + \tau_3 (\ln Y_n - \ln Y_{n-1}) + (e_n - e_{n-1}) \quad [11]$$

y estimar por *variables instrumentales* utilizando como instrumentos los valores de « $\ln D_{n-2}$, $\ln NO_n$, $\ln NO_{n-1}$, $\ln Y_n$, $\ln Y_{n-1}$ » (véase Hsiao, 1986, o Anderson y Hsiao, 1981). En tal caso, « τ_2 » mide la elasticidad a corto plazo (período de un año) del volumen de depósitos con respecto al número de oficinas y « $\frac{\tau_2}{1 - \tau_1}$ »

la elasticidad a largo plazo (es decir, después de que la nueva oficina resulte plenamente operativa).

En resumen, pues, las ecuaciones a estimar están constituidas por:

- Ecuación de costes con efectos individuales específicos [8].
- Ecuación explicativa de los efectos individuales [9].
- Ecuación que tiene por objeto evaluar la elasticidad del volumen de depósitos con respecto al número de oficinas [11].

En la exposición que sigue, se detallan los resultados obtenidos al estimar estas tres ecuaciones, que constituyen la base de la simulación tendente a evaluar la existencia de economías de escala al aumentar el tamaño de la entidad financiera.

2. RESULTADOS OBTENIDOS

El cuadro A.1 detalla los resultados de la estimación de estas tres ecuaciones.

Con respecto a la ecuación [8], explicativa de los costes por unidad de depósitos, el valor negativo y significativo de los

CUADRO A.1

ECUACIONES ESTIMADAS

Ecuación explicativa de los costes operativos por unidad de depósito con efectos individuales específicos [8]

$$\ln \left(\frac{C_{it}}{D_{it}} \right) = \alpha_i - 0,145 \ln (NO)_{it} - 0,836 \ln (NDO)_{it} - 0,942 \ln (TMD)_{it} + 0,307 \ln (W)_{it} + 0,0359 D_2 + 0,0830 D_3$$

(4,27) (16,58) (19,88) (3,91) (6,10) (9,90)

$\bar{R}^2 = 0,658$; S.E. = 0,0306; t = 1986, 1987 y 1988; i = 1 hasta 76

El « \bar{R}^2 » está referido a desviaciones de la variable dependiente con respecto a sus respectivas medias temporales.

Ecuación explicativa de los efectos individuales [9]

$$\alpha_i = 1,562 + 0,0007316 \cdot \exp. (\overline{\ln NO})_i + 0,0001325 \cdot \exp. (\overline{\ln NDO})_i +$$

(8,14) (6,91) (10,91)

$$+ 1,8128 \cdot \exp. (\overline{\ln TMD})_i + 0,01911 \cdot \exp. \left(\ln \frac{D_v}{D} \right)_i - 0,009068 \cdot \exp. \left(\ln \frac{AN}{A} \right)_i$$

(4,53) (5,87) (3,43)

$\bar{R}^2 = 0,775$; S.E. = 0,153; i = 1 hasta 76

Ecuación explicativa de la elasticidad depósitos-oficinas

a) *Estimación libre* [11.a]

$$(\ln D_{it} - \ln D_{it-1}) = 0,313 (\ln NO_{it} - \ln NO_{it-1}) + 0,218 (\ln Y_{it} - \ln Y_{it-1}) + 0,732 (\ln D_{it-1} - \ln D_{it-2})$$

(4,51) (1,41) (5,48)

$\bar{R}^2 = 0,706$; S.E. = 0,0353; Elasticidad dinámica Depósitos-Oficinas

Desfase 0:	0,31
Desfase 1:	0,54
Desfase 2:	0,71
Largo plazo:	1,17

b) *Estimación que restringe la elasticidad a largo plazo depósitos-PIB a valer la unidad* [11.b]

$$(\ln D_{it} - \ln D_{it-1}) = 0,300 (\ln NO_{it} - \ln NO_{it-1}) + 0,270 (\ln Y_{it} - \ln Y_{it-1}) + 0,729 (\ln D_{it-1} - \ln D_{it-2})$$

(4,51) (2,03) (5,49)

$\bar{R}^2 = 0,706$; S.E. = 0,0352; Elasticidad dinámica Depósitos-Oficinas

Desfase 0:	0,30
Desfase 1:	0,52
Desfase 2:	0,68
Largo plazo:	1,11

Significado variables

- D_{it} : Depósitos de la caja «i» en el período «t» a pesetas de 1988.
- C_{it} : Costes operativos de la caja «i» en el período «t» a pesetas de 1988.
- NO_{it} : Número de oficinas de la caja «i» en el período «t».
- NDO_{it} : Número de depósitos por oficina de la caja «i» en el período «t».
- TMD_{it} : Tamaño medio de los depósitos de la caja «i» en el período «t» a pesetas de 1988.
- W_{it} : Salarios de la caja «i» en el período «t» a pesetas de 1988.
- D_2 : Variable ficticia que adopta el valor unitario en 1987. Cero en los demás años.
- D_3 : Variable ficticia que adopta el valor unitario en 1988. Cero en los demás años.
- α_i : Efecto individual específico de la caja «i».

$$\exp. (\overline{\ln NO})_i = \exp. \left[\frac{1}{3} (\ln NO_{1986} + \ln NO_{1987} + \ln NO_{1988}) \right] = \text{Media geométrica del número de oficinas de la caja «i» calculada para los años 1986, 1987 y 1988.}$$

$$\exp. (\overline{\ln NDO})_i = \text{Media geométrica del número de depósitos por oficina de la caja «i».$$

$$\exp. (\overline{\ln TMD})_i = \text{Media geométrica del tamaño medio de los depósitos de la caja «i».$$

$$\exp. \left(\ln \frac{D_v}{D} \right)_i = \text{Media geométrica de la proporción entre depósitos vista y total depósitos de la caja «i».$$

$$\exp. \left(\ln \frac{ANC}{A} \right)_i = \text{Media geométrica de la proporción entre activos no crediticios y total activos caja «i».$$

Y_{it} = PIB de la comunidad autónoma «i» en el período «t» a pesetas de 1988.

Los valores entre paréntesis debajo de los coeficientes reflejan los estadísticos «t». « \bar{R}^2 » es el coeficiente de determinación corregido y «S.E.» el error *standard*. El índice de precios utilizado para expresar las magnitudes a precios de 1988 ha sido el deflactor del PIB.

coeficientes que afectan a la dimensión evidencia la existencia de economías de escala. Estas son de escasa entidad para el número de oficinas, pero muy abultadas para el número de depósitos por oficina y, sobre todo, para el tamaño medio de los depósitos. El elevado valor absoluto de los coeficientes que afectan a estas variables puede estar indicando que la ecuación capta efectos derivados de modificaciones marginales y transitorias de las variables explicativas. Es decir, ante pequeñas variaciones transitorias de las variables explicativas, la caja de ahorros puede hacerlas frente sin necesidad de modificar su estructura, de forma que los costes totales apenas variarán y los costes por unidad de depósitos experimentarán una caída. No obstante, a más largo plazo, la propia estructura de la caja de ahorros deberá adaptarse a las nuevas circunstancias y se modificará el efecto individual específico.

En cuanto a la elasticidad de los costes con respecto a los salarios, se estima un valor de 0,31. Esta elasticidad es inferior a la participación de los costes salariales en los costes operativos totales, magnitud situada en el entorno del 55 por 100. La diferencia entre esta tasa de participación y la elasticidad estimada puede razonarse atendiendo al efecto inducido de las elevaciones salariales sobre la menor contratación del *input* trabajo, o sobre la reducción de otros costes susceptibles de experimentar un recorte (a título ilustrativo, gastos de publicidad o diversas partidas de gastos generales).

Finalmente, las dos variables temporales específicas, cuyo signo es positivo —como ya se ha indicado—, pueden estar recogiendo el efecto del cambio técnico, así como el derivado de los precios de los *inputs* excluidos.

La ecuación [9] corrige las espectaculares economías de escala que la ecuación precedente sugiere, ligando los efectos individuales específicos a valores medios para tres años de las propias variables de dimensión, de estructura de activo y de estructura de pasivo. Tal como la ecuación indica, gestionar depósitos a la vista es más caro que gestionar otro tipo de depósitos, y gestionar activos no crediticios (títulos de renta fija, por ejemplo) es más barato que gestionar otro tipo de activos.

Dentro de las variables de dimensión, destaca la significatividad del número de depósitos por oficina. Es decir, esta variable muestra acusadas economías de escala en la ecuación de costes. Un pequeño y transitorio aumento del número de depósitos no obliga, por ejemplo, a contratar nuevo personal, y los costes por unidad de depósitos descenderán. No obstante, a más largo plazo, y si tal variación se consolida, la entidad financiera deberá ampliar la dimensión de las oficinas y aumentar los costes de estructura, lo que afectará positivamente a los costes por unidad de depósitos. Esta segunda parte del proceso es lo que la ecuación [9] trata de reflejar.

En definitiva, la ecuación [8] «se estima para variaciones experimentadas por las variables explicativas de unas mismas cajas a lo largo de tres años», y en este lapso temporal tales variaciones serán de cuantía acotada.

A diferencia, la ecuación [9] «se estima para variaciones experimentadas por las variables explicativas entre cajas», lo que permite un margen de variación mucho más amplio.

Las ecuaciones [11.a] y [11.b], estimadas por *variables instrumentales*, evalúan la elasticidad depósitos-oficinas. Como ya se ha indicado, las variables de rentabilidad no resultaron estadísticamente significativas, debido quizás a la falta de información adecuada sobre la rentabilidad de activos alternativos a los depósitos y al distinto efecto de la rentabilidad sobre los depósitos a la vista frente a los depósitos a plazo.

En la ecuación [11.a], la elasticidad de los depósitos con respecto al número de oficinas se evalúa en 0,3 el primer año, y la elasticidad a largo plazo se sitúa en 1,17. En cuanto al patrón temporal de evolución de la elasticidad dinámica, parece razonable. En esta ecuación, la elasticidad de los depósitos con respecto al PIB se sitúa en 0,8.

Restringiendo esta elasticidad a largo plazo depósitos-PIB a valer la unidad (ecuación [11.b]), la elasticidad de los depósitos con respecto al número de oficinas apenas experimenta modificación.

El hecho de que la elasticidad a largo plazo depósitos-oficinas sea próxima a la unidad es acorde con el resultado que cabía esperar *a priori*, dado que valores de esta elasticidad muy por debajo de la unidad llevarían aparejadas claras deseconomías de escala al superarse un determinado umbral mínimo. Por contra, valores muy superiores a la unidad podrían conducir a una expansión desbocada del número de oficinas.

Como es evidente, la elasticidad estimada hace referencia a valores medios. La zona rural o urbana de localización de las nuevas oficinas, así como el grado de saturación, constituyen factores que deben comportar elasticidades diferenciales. Dar adecuada respuesta a tales cuestiones requeriría un estudio más pormenorizado.

Las simulaciones que se describen en la sección VI provienen de resolver conjuntamente estas tres ecuaciones —[8], [9] y [11]. En todos los casos, se opta por la solución a largo plazo del sistema.

NOTA

(*) Como ilustración, cabe resaltar que el coeficiente de determinación de la regresión de una de las variables explicativas de la ecuación de costes translog sobre el resto dio un valor en exceso a «0,999». Ello evidencia una multicolinealidad casi perfecta, que convierte a la formulación en inoperante a efectos de estimación.