

ECONOMIAS DE ESCALA Y FUSIONES EN EL SECTOR DE CAJAS DE AHORROS

El objetivo del presente artículo de **José Luis Raymond Bara** es llegar a una primera evaluación del proceso de fusiones que se ha producido en los últimos tiempos en el sistema financiero español, y concretamente en el ámbito de las cajas de ahorros. El autor realiza su trabajo a través de un doble enfoque. En primer término, presentando los resultados de las fusiones de cajas (con datos del período 1987-1992) según su influencia sobre las *ratios* de rentabilidad y costes de aquéllas. En segundo término, examinando, a través de un sencillo enfoque econométrico, las posibles economías de escala conseguidas desde el punto de vista de los costes relacionados con el tamaño de la entidad. Sintetiza, finalmente, los resultados en un apartado de conclusiones, al que siguen dos anexos metodológicos (*).

I. INTRODUCCION

EL proceso de fusiones que recientemente se ha producido en el sistema financiero español, y en particular en el sector cajas de ahorros, motiva este trabajo, cuya finalidad es establecer una primera evaluación de este proceso desde una doble vertiente.

En primer lugar, se presentan someramente los resultados de las fusiones de las cajas en términos de su influencia sobre las *ratios* relativas de rentabilidad o de costes. Para ello, se dispone de datos para el período 1987-1992 de las cajas fusionadas, y se examina en qué medida la existencia de fusiones ha tendido a mejorar estas *ratios* para las cajas

implicadas en procesos de fusión frente a las cajas no implicadas en tal proceso. La limitación de este apartado, extremo que es preciso reiterar, es, en general, el escaso tiempo transcurrido desde que se produjeron la mayor parte de fusiones a efectos de que las posibles ventajas del proceso puedan emerger con claridad.

En segundo lugar, a través de un sencillo enfoque econométrico, se examinan las posibles economías de escala desde la óptica de los costes ligados al tamaño de la entidad. Detrás de una fusión puede haber otras motivaciones distintas de la reducción de costes, tales como la mejora de la capacidad contractual de la entidad o la adquisición de una dimensión mínima para poder acceder a determinados tipos de mercados o de operaciones. Por otro lado, es posible que las economías de escala estén más ligadas a tipos de productos que a la actividad global de una entidad financiera. En cualquier caso, con la información disponible resulta difícil abordar estos extremos, por lo que la exposición en este trabajo se limita al estudio del comportamiento de los costes al variar la dimensión de la entidad, resaltando posibles vías de expansión alternativas, tales como el aumento del tamaño medio de los depósitos, el aumento del tamaño medio de las oficinas o el aumento del número de oficinas. El tamaño de la entidad se evalúa a través del volumen de recursos ajenos. El ensayo de definiciones alternativas de tamaño, tales como activos totales medios o inversión crediticia media, no modificaba los resultados globales del estudio, debido a que estas definiciones de tamaño están muy correlacionadas entre sí. Hallar una definición adecuada de *output* de una entidad financiera, y, por tanto, de tamaño, es un tema controvertido. No obstante, si distintas definiciones de tamaño muestran correlación elevada, a efectos prácticos la decisión adoptada resulta menos trascendente.

Un apartado de consideraciones finales sintetiza los resultados de la investigación. Por último, el trabajo se complementa con dos breves anexos de tipo metodológico. El primero, relativo a la discusión de aproximaciones posibles a los precios de los *inputs* en la estimación de la función de costes y a sus efectos sobre los parámetros de interés. El segundo, ofrece una interpretación del estimador «entre grupos» (*between*) con datos de panel como una vía que en nuestro caso puede resultar útil para aproximar efectos a largo plazo.

II. PROCESO DE FUSIONES Y RESULTADOS: UNA PRIMERA APROXIMACION A PARTIR DE RATIOS AGREGADAS

El proceso de fusiones en las cajas de ahorros se ha producido en años recientes, y fundamentalmente a partir de 1989. En concreto, en el periodo 1989-1992, un total de 45 cajas de ahorros se han visto implicadas en algún proceso de fusión (véase Plaza, 1993). Con objeto de ofrecer una medida que permita cuantificar la importancia relativa del proceso, y considerando únicamente las fusiones por constitución (es decir, eliminando las fusiones por absorción), el gráfico 1 refleja la evolución de un índice de intensidad de las fusiones en el periodo 1989-1992. El índice se define de la siguiente forma:

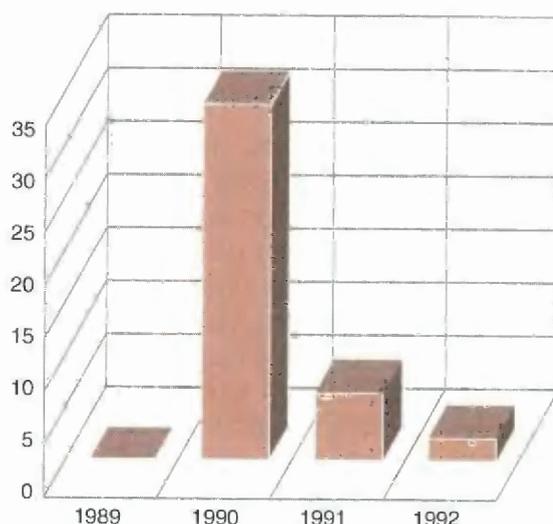
$$\text{Índice de intensidad de las fusiones en el año } t = \frac{\text{Recursos ajenos de las cajas fusionadas en } t}{\text{Recursos ajenos de la totalidad de cajas en } t}$$

A la vista de este gráfico, destaca el pico de 1990. En efecto, en ese año las cajas implicadas en procesos de fusión llegaron a representar del orden de un 33 por 100 de los recursos ajenos totales de las cajas. El total de cajas implicadas en ese año fue de diecisiete, y en cuanto a volumen de depósitos, la fusión más importante fue la que se produjo entre la Caja de Ahorros y Monte de Piedad de Barcelona y la Caja de Pensiones para la Vejez y de Ahorros de Cataluña y Baleares, originando como entidad resultante la Caja de Ahorros y Pensiones de Barcelona. En el año 1991, siguen produciéndose algunas fusiones, pero la intensidad del proceso se reduce, y la misma tónica decreciente evidencia el año 1992.

A efectos de analizar los resultados de las fusiones, la principal dificultad se plantea por el escaso tiempo transcurrido para que las cajas fusionadas hayan podido adecuar su estructura con objeto de lograr el adecuado aprovechamiento de las posibles economías de escala aparejadas al proceso. Con fines descriptivos, y sin pretender entrar en evaluaciones precisas, se han confeccionado los gráficos 2, 3 y 4, expresivos de los resultados de las fusiones.

Los resultados de las fusiones se definen en términos relativos, y se consideran únicamente las cajas fusionadas en 1990, dada la importancia relativa de las fusiones que en ese año se produjeron. Por otro lado, a efectos de analizar resultados de las fusiones, se dispone de un mínimo de dos años posteriores a la fusión.

GRAFICO 1
INDICE DE INTENSIDAD
DE LAS FUSIONES
Recursos ajenos fusionadas sobre total
(Porcentajes)



Así, para estas cajas, por lo que se refiere a rentabilidad, se define la siguiente *ratio*:

$$\frac{\text{Rentabilidad promedio sobre recursos ajenos medios de las cajas fusionadas en 1990}}{\text{Rentabilidad promedio sobre recursos ajenos medios del grupo de cajas no fusionadas}}$$

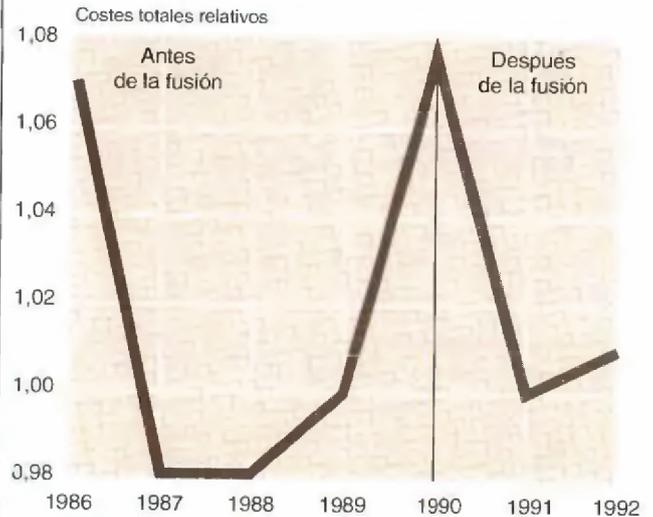
Al definir la rentabilidad en términos de recursos ajenos, en lugar de activos totales o de recursos propios, se eliminan los posibles efectos de las fusiones sobre la regularización de activos, lo que podría distorsionar la comparación. La evolución de la *ratio* se analiza para el periodo 1987-1992, manteniendo como denominador el mismo «grupo control» de cajas no fusionadas en el periodo 1987-1992, mientras que en el numerador figuran también siempre las mismas cajas: antes de la fusión lo hacen de forma individual y después de la fusión lo hacen a través de la entidad resultante del proceso. Análogo criterio se sigue para definir las *ratios* relativas de costes totales con respecto a recursos ajenos, o de costes operativos con respecto a recursos ajenos.

A grandes rasgos, por lo que respecta a la rentabilidad relativa, el grupo de cajas fusionadas muestra una rentabilidad promedio decreciente en el periodo 1988-1990. Esta rentabilidad relativa manifiesta una cierta tendencia a aumentar con posterioridad a las fusiones de 1990, si bien las dife-

GRAFICO 2
RESULTADOS DE LAS FUSIONES
Rentabilidad sobre recursos ajenos



GRAFICO 3
RESULTADOS DE LAS FUSIONES
Costes totales sobre recursos ajenos



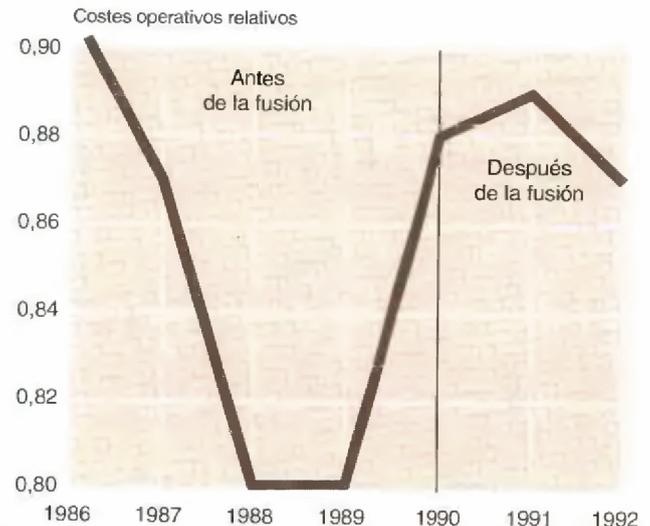
rencias observadas son de escasa entidad, lo que impide disociar con claridad la aleatoriedad propia de la variable de los resultados de las fusiones.

En cuanto a los costes totales, tal como el gráfico 3 indica, los costes relativos por unidad de recursos ajenos aumentan de forma acusada en el año de la fusión, por razones probablemente ligadas a la propia fusión, y en el año siguiente se produce un descenso. En el año 1992, última observación muestral disponible, se registra una estabilización. El valor relativo de 1991 y de 1992 sigue siendo, no obstante, superior al de 1987, 1988 y 1989.

Finalmente, por lo que respecta a los costes operativos relativos por unidad de recursos ajenos que el gráfico 4 detalla, sólo muestran una ligera tendencia a decrecer a partir de 1991.

En conjunto, estos datos expresivos de los resultados de las fusiones dibujan un panorama de claroscuros. No cabe inferir que globalmente las fusiones hayan sido netamente positivas, ni tampoco que sus efectos hayan sido negativos. Al respecto cabe aducir, como previamente ya se ha indicado, el escaso tiempo transcurrido con posterioridad a las fusiones para que sus ventajas afloran con claridad. Es por ello conveniente efectuar un sencillo análisis de regresión, extremo que se

GRAFICO 4
RESULTADOS DE LAS FUSIONES
Costes operativos/recursos ajenos



aborda en la siguiente sección, para determinar si de los datos se infiere la existencia de economías de escala ligadas al tamaño de la entidad, así como posibles vías de aprovechamiento de estas hipotéticas economías de escala.

III. ANALISIS DE LAS ECONOMIAS DE ESCALA LIGADAS AL TAMAÑO DE LA ENTIDAD

El tema de la existencia de economías de escala en el sector cajas de ahorros de España ha sido objeto de estudios recientes, entre los que cabría citar los de Revell (1989), Raymond y Repilado (1989), Gual, Jiménez y Vives (1989), Delgado (1989), Espitia, Polo y Salas (1990), Doménech (1991) o Prior y Salas (1994). Salvo el de Revell, los restantes trabajos, en general, tienden a hallar alguna evidencia de ciertas economías de escala para los costes de transformación.

En efecto, un planteamiento relativamente *standard* para la medición de economías de escala es partir de la especificación de una función de costes, en la que éstos se hacen depender del volumen de *output* y de los precios de los *inputs*. La elasticidad de los costes con respecto al nivel de *output* constituye una medida de la existencia de economías de escala. Si esta elasticidad es inferior a la unidad, ello es indicativo de que un aumento de, por ejemplo, el 1 por 100 del nivel de *output* lleva aparejado un porcentaje de variación de costes inferior al 1 por 100. En tal supuesto, los costes medios disminuirán al aumentar el nivel de *output*, con lo que cabe afirmar la existencia de economías de escala. Por contra, si esta elasticidad de los costes con respecto al *output* es superior a la unidad, se está frente a deseconomías de escala, dado que los costes medios tenderán a aumentar al hacerlo el nivel de *output*.

Dos cuestiones que el enfoque plantea son la obtención de una medida adecuada del *output* y la evaluación de los precios de los *inputs*.

Con respecto al primer punto, como ya se ha indicado, no existe una definición de *output* de una entidad financiera comúnmente aceptada. Es usual utilizar el volumen de recursos ajenos o de créditos como indicador de la producción. En cualquier caso, las diferencias a que conduce la utilización de medidas alternativas del *output* no suelen ser muy importantes, dado que tales medidas, en general, están altamente correlacionadas entre sí. En este trabajo, se ha seleccionado como medida del *output* el volumen de recursos ajenos, atendiendo a que ésta es la variable que se utiliza con frecuencia para establecer ordenaciones por tamaño de las diversas entidades.

En cuanto al precio de los *inputs*, surge como variable explicativa de los costes en el contexto de una entidad financiera que trata de minimizar costes

sujeta a un nivel de *output* que actúa como restricción. El precio de los *inputs* suele aproximarse de forma indirecta. A título ilustrativo, el precio del *input* trabajo es relativamente frecuente obtenerlo a través del cociente entre los costes de personal y el número de empleados. No obstante, este planteamiento incorpora errores, dado que la cualificación del personal de las distintas entidades financieras puede diferir. El hecho de que la entidad financiera *A* tenga un salario medio más elevado que la entidad financiera *B*, no necesariamente indica que el precio del *input* trabajo a que se enfrenta la primera entidad financiera excede al de la segunda, sino que puede ser un reflejo de la distinta cualificación del personal, o ser subproducto de ciertas ineficiencias en la contratación del *input*. Igual razonamiento puede hacerse extensivo a los restantes factores de producción. A título ilustrativo, si la entidad financiera *A* tiene una cualificación del personal más elevada que la entidad financiera *B*, cabe suponer que la productividad del trabajo es también más elevada en *A* que en *B*. De ser así, lo relevante en la función de costes sería el salario ajustado por el diferencial de productividades, el cual, en caso de minimización de costes, debería ser el mismo para ambas entidades.

En el extremo, cabe suponer que el precio de los *inputs* al que se enfrentan las distintas entidades financieras es aproximadamente el mismo. En tal caso, los costes pasan a depender únicamente del nivel de *output*, tal como se detalla en el anexo 1.

Adicionalmente, si el precio de los *inputs* se observa con error y se introduce como variable explicativa, es posible que se obtengan estimaciones inconsistentes de la totalidad de coeficientes del modelo. Para ello, sólo basta suponer que la variable introducida esté correlacionada con la perturbación aleatoria de la ecuación explicativa de los costes (a mayores precios observados de los *inputs*, puede que correspondan costes de transformación más elevados), a la vez que muestre también correlación con el volumen de recursos ajenos, que es la variable seleccionada como expresiva de la dimensión. Ello puede distorsionar la elasticidad estimada «costes-nivel de *output*», que es la medida utilizada de la existencia de economías de escala.

A título ilustrativo, tomando datos de corte transversal, el coeficiente de correlación entre el salario por persona ocupada obtenido como cociente entre gastos de personal y personas ocupadas y el nivel de recursos ajenos, expresadas ambas variables

en logaritmos, es de «0,40». Resulta poco creíble que las cajas de ahorros, por el hecho de ser grandes, se enfrenten a mayores precios del *input* trabajo. Esta correlación podría ser un mero reflejo de que la cualificación del personal fuese mayor en las cajas de ahorros de dimensión más elevada.

Normalmente, no es estrictamente cierto que el precio de los *inputs* a que se enfrentan las distintas entidades financieras sea exactamente el mismo. Pero consideramos que este error de aproximación puede que sea inferior al derivado de utilizar evaluaciones muy inexactas (en definitiva, las que los datos permiten) del verdadero precio de los *inputs*. En particular, es razonable pensar que el precio del capital no difiera de forma apreciable entre entidades financieras. Por otro lado, resulta difícil aproximar el precio del *input* trabajo, si bien, dependiendo de la localización de la entidad financiera, posiblemente existirán ciertas diferencias entre comunidades autónomas.

Otra cuestión técnica hace referencia a la estimación de la ecuación utilizando datos de panel para los años 1989, 1990, 1991 y 1992, o formando un corte transversal de las entidades que componen este panel promediando los cuatro años para cada entidad. Esta segunda opción define el estimador denominado «entre grupos» (o *between*) que tradicionalmente se considera adecuado para obtener elasticidades a largo plazo. En el anexo 2 de este trabajo se demuestra que, bajo ciertas hipótesis, el estimador entre grupos permite, efectivamente, aproximar la función de costes a largo plazo, interpretando los efectos individuales específicos del estimador resultante del panel como costes fijos o de estructura, y considerando la relación de estos costes de estructura con la base de tamaño de la entidad financiera.

En definitiva, pues, estos argumentos permiten justificar el empleo de una relación en extremo simple entre costes y recursos ajenos, estimada con datos «promedio» para cada entidad, como primera aproximación para evaluar economías de escala en el sector cajas de ahorros. A efectos de formar el corte transversal correspondiente, si por ejemplo las entidades financieras *A* y *B* permanecían separadas en un año inicial como 1989, y en el año final se fusionan en la entidad *C*, se ha procedido considerando siempre la entidad *C*. En los años anteriores a la fusión, la entidad *C* virtual procede de la «suma» de las variables de *A* y de *B*, mientras que después de la fusión se utilizan directamente los datos de *C*. Igual criterio se ha seguido con respecto a las absorciones.

Por otro lado, la medida del *output* son los recursos ajenos, que, con objeto de simplificar, se denominarán «depósitos», y pueden ser objeto de la siguiente descomposición, que tiene como finalidad mostrar vías alternativas de expansión de una entidad financiera:

$$\text{Depósitos} = \frac{\text{Depósitos en pesetas}}{\text{N.º de cuentas}} \times \frac{\text{N.º de cuentas}}{\text{N.º de oficinas}} \times (\text{N.º de oficinas}) = (TMD) \times (TMO) \times (\text{Oficinas})$$

en donde *TMD* es el tamaño medio de los depósitos expresado en pesetas, *TMO* es el tamaño medio de las oficinas en términos de número de cuentas por oficina bancaria, y «Oficinas» es el número de oficinas. La motivación de esta descomposición es que la elasticidad de los costes con respecto a cada uno de estos tres componentes de los depósitos puede diferir, y, por tanto, las economías de escala subyacentes. Es decir, es posible que, según señalan algunos informes técnicos, las economías de escala estén más directamente asociadas al tamaño medio de las oficinas que al volumen total de recursos ajenos.

A este respecto, cabría suponer que la medida del *output* bancario viene dada por la siguiente expresión:

$$\text{Output} \propto (TMD)^{\tau_1} \times (TMO)^{\tau_2} \times (\text{Oficinas})^{\tau_3}$$

Es decir, que el *output* de la entidad financiera, entendido como el flujo de servicios prestados, se manifiesta a estos tres niveles. En el supuesto de que « $\tau_1 = \tau_2 = \tau_3 = 1$ », se tiene:

$$\text{Output} \propto \text{Depósitos}$$

En síntesis, promediando los distintos años que componen el panel, las ecuaciones a estimar adoptan la siguiente forma:

$$\ln C = \alpha + \beta \ln D \quad [1]$$

en donde « $\ln C$ » es el logaritmo de los costes y « $\ln D$ » el logaritmo de los recursos ajenos, o bien, estableciendo la descomposición previa:

$$\ln C = \alpha + \beta_1 \ln (TMD) + \beta_2 \ln (TMO) + \beta_3 \ln (\text{Oficinas}) \quad [2]$$

en donde « $\beta_i = \tau_i \cdot \beta$ » para $i = 1, 2$ y 3 .

Es evidente que, en el supuesto de igualdad de elasticidades, lo que comporta « $\tau_1 = \tau_2 = \tau_3 = 1$ », la ecuación [2] se transforma en la [1].

Estas ecuaciones [1] y [2] se estiman para costes totales, para costes de transformación u operativos, obtenidos como la diferenciación entre costes to-

tales y costes financieros, y para costes financieros. En particular, para los costes financieros se obtiene que, al estimar [2], los valores de « β_2 » y de « β_3 » son prácticamente unitarios. Introduciendo la restricción de igualar estos coeficientes a la unidad, se tiene:

$$\ln \frac{C.F.}{N.^{\circ} \text{ de cuentas}} = \alpha + \beta_1 \cdot \ln (TMD) \quad [3]$$

en donde *C.F.* son los costes financieros, y la variable dependiente de la ecuación [3] son los costes financieros por cuenta, o retribución media de las cuentas. En definitiva, esta ecuación [3] permite evaluar la elasticidad de la retribución media de las cuentas en función de su propio tamaño medio. Usualmente, al aumentar el tamaño de los depósitos, también aumenta su retribución, por lo que la elasticidad será positiva.

Los resultados de la estimación se detallan en el cuadro n.º 1. Así, al estimar la ecuación tipo [1], aparecen sólo ligeras economías de escala para los costes de transformación (la elasticidad costes-depósitos es significativamente inferior a la unidad), pero no para los costes financieros o para los costes totales. No obstante, los resultados de mayor interés se obtienen al descomponer los recursos ajenos en los tres componentes descritos.

Al estimar la ecuación tipo [2], y por lo que respecta a los costes de transformación u operativos, las mayores economías de escala se producen con relación al tamaño medio de los depósitos, seguidas de tamaño medio de las oficinas y, finalmente, apenas aparecen economías de escala con respecto al número de oficinas. Atendiendo, pues, a los costes de transformación, la estrategia de expansión eficiente de una caja de ahorros sería aumentar el tamaño medio de los depósitos, y sólo en segundo lugar aumentar el tamaño medio de las oficinas. Desde la perspectiva del tamaño medio de los depósitos, la estrategia sería asemejarse más a los bancos.

No obstante, aumentar el tamaño medio de los depósitos no puede lograrse sin que ello comporte una elevación de costes financieros, subproducto de que atraer depósitos de volumen promedio más cuantioso exige una mayor retribución.

En efecto, por lo que respecta a los costes financieros, éstos muestran una elasticidad prácticamente unitaria con relación al tamaño medio de las oficinas y con relación al número de oficinas, mientras que aparecen claras deseconomías de escala (elasticidad de 1,3 o de 1,4) con relación al tamaño medio de los depósitos.

CUADRO N.º 1

ECUACIONES DE COSTES: ESTIMADOR *BETWEEN* AÑOS 1989, 1990, 1991 Y 1992

Variables explicativas	Log (costes totales)		Log (costes transformación)		Log (costes financieros)		Log (costes financieros/ n.º cuentas (VII) (*)
	(I)	(II)	(III)	(IV) (*)	(V)	(VI)	
Constante	-2,20 (20,82)	-2,29 (8,88)	-2,46 (11,35)	-2,36 (5,30)	-3,01 (20,41)	-3,20 (8,94)	2,36 (47,14)
Log (depósitos)	0,995 (113,05)	—	0,92 (52,26)	—	1,03 (84,09)	—	—
Log (tamaño medio depósitos) ..	—	1,06 (27,64)	—	0,44 (5,34)	—	1,36 (22,60)	1,30 (23,71)
Log (tamaño medio oficinas)...	—	1,02 (28,67)	—	0,83 (14,10)	—	1,11 (22,23)	—
Log (número oficinas)	—	0,99 (100,20)	—	0,95 (55,50)	—	1,01 (77,36)	—
Error <i>standard</i>	0,072	0,072	0,184	0,141	0,133	0,107	0,111
Coefficiente determinación	0,998	0,998	0,987	0,992	0,994	0,996	0,912

(*) Ecuaciones seleccionadas.

Estadísticos *t* entre paréntesis robustos a la heteroscedasticidad (método White).

En (IV), la hipótesis nula de igualdad de coeficientes de elasticidad y que conduce a (III), resulta claramente rechazada por los datos (nivel marginal de significación inferior al 1 por 100).

El paso de (IV) a (VII) no resulta rechazado a los niveles usuales de significación.

De forma visual, esta información aparece recogida en los gráficos 5 y 6. El gráfico 5 detalla las correlaciones parciales de los costes de transformación frente al tamaño medio de los depósitos, frente al tamaño medio de las oficinas y frente al número de oficinas. La línea de color es la correspondiente a la bisectriz y la línea negra es la recta ajustada. La existencia de economías de escala queda reflejada por una pendiente ajustada inferior a la unidad, circunstancia que fundamentalmente se produce para el tamaño medio de las oficinas. En el gráfico 6, expresivo de los costes financieros por cuenta con relación al tamaño medio de los depósitos, la pendiente de la recta ajustada es claramente superior a la unidad, lo que es un reflejo de deseconomías de escala.

La cuestión relevante es determinar cómo se comportan los costes totales al aumentar los recursos ajenos según la descomposición propuesta. Para ello, es preciso considerar la estructura promedio de costes de las cajas de ahorros. El cuadro número 2 trata de responder a esta pregunta a partir de la selección de las ecuaciones (IV) y (VII) del cuadro n.º 1.

En efecto, los costes financieros representan del orden de un 69 por 100 de los costes totales, mientras que los costes de transformación absorben el restante 31 por 100. Si aumenta el tamaño medio de los depósitos en un 1 por 100, atendiendo a la ecuación (VII) del cuadro n.º 1, los costes financieros aumentarán en un 1,3 por 100, mientras que de acuerdo con la ecuación (IV) del cuadro n.º 1 los costes de transformación experimentarán una elevación de un 0,44 por 100. En consecuencia, la suma ponderada de estas dos elasticidades origina un aumento de los costes totales de, prácticamente, el 1 por 100. Globalmente, esta vía de expansión de los recursos ajenos no genera, pues, economías de escala desde la óptica de los costes, dado que el porcentaje de aumento de recursos ajenos coincide con el porcentaje de aumento de los costes totales. Algo similar sucede con relación al número de oficinas, en que la elasticidad resultante de los costes totales frente a esta variable es prácticamente unitaria. Según este planteamiento, sólo aparecen ligeras economías de escala con relación a los costes totales al aumentar el tamaño medio de las oficinas. Un aumento del 1 por 100 de recursos ajenos genera por esta vía un aumento de costes totales de 0,94 por 100, magnitud ligeramente inferior a la unidad. Ello es indicativo de que los costes totales por peseta de recursos ajenos muestran cierta tendencia a disminuir al aumentar la dimensión media de las oficinas.

GRAFICO 5
CORRELACION PARCIAL

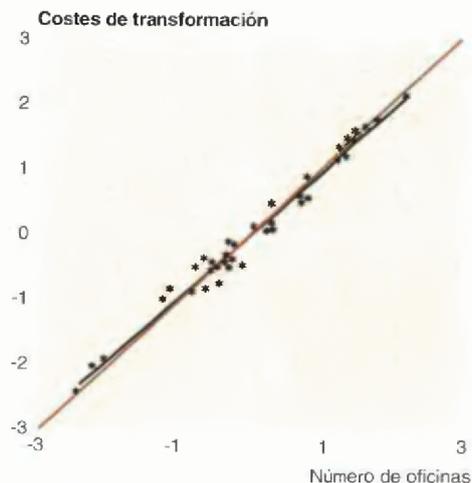
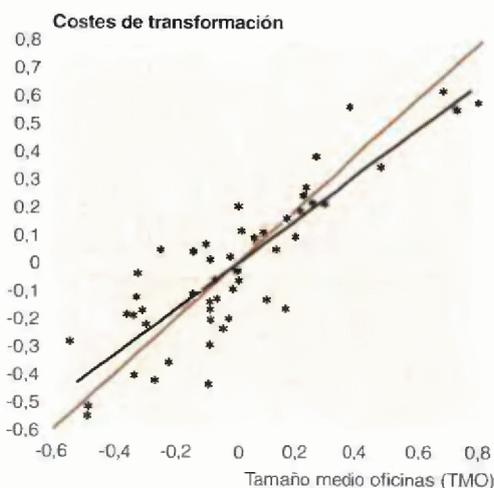
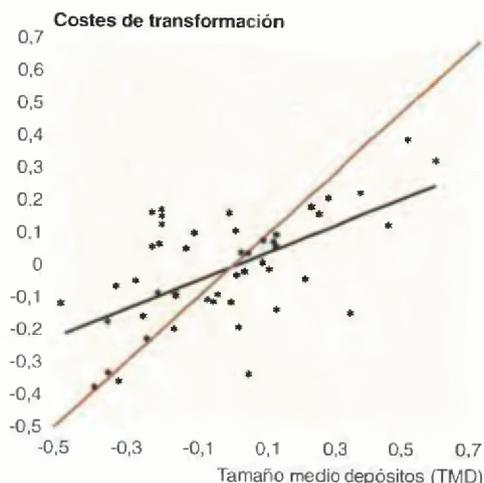
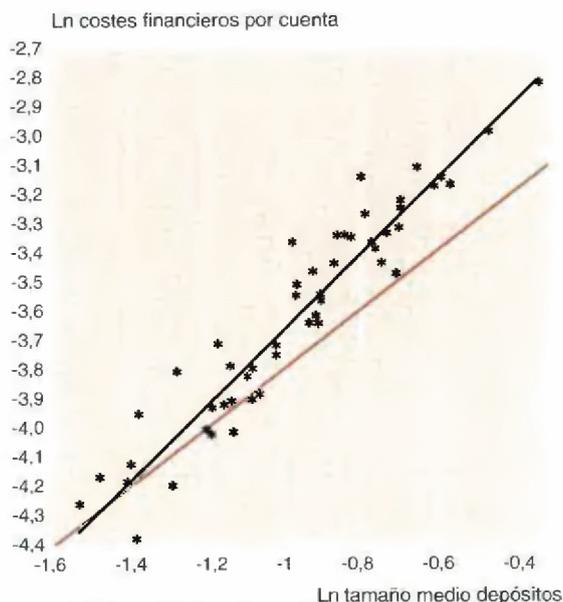


GRAFICO 6
CORRELACION COSTES
FINANCIEROS POR CUENTA-TMD



La conclusión global que de este análisis se desprende, cara a las fusiones, es que una de las principales vías de obtención de economías de escala desde la óptica de los costes es a través de un mejor aprovechamiento de la red de oficinas existente, aumentando su tamaño medio y quizás eli-

minando oficinas redundantes cuando tal estrategia sea factible, dada la distribución espacial de las oficinas de las cajas fusionadas. En cualquier caso, el tamaño *per se* no es una variable muy relevante a efectos de reducción de costes. Es evidente que una fusión puede actuar como elemento catalizador de otras actuaciones, y que a resultas de estas actuaciones puede lograrse una aminoración de costes. O cabe también considerar que la fusión facilita el acceso de las cajas fusionadas a nuevos mercados y tipos de operaciones. No obstante, como señala Revell (1989), es posible que las economías de escala estén más ligadas a ciertos productos concretos de una entidad financiera que a su tamaño global. A partir del sencillo análisis estadístico efectuado, únicamente cabe esperar ciertas economías de escala si la red de oficinas se aprovecha de forma más eficiente, conclusión que resulta acorde con la opinión avanzada por algunos expertos del sector. Esta conclusión global se mantenía al utilizar otras definiciones de *output*, tales como la inversión crediticia media, y el motivo es que, como previamente se ha señalado, las definiciones alternativas de tamaño suelen mostrar una clara asociación. Finalmente, al tratar de aproximar la existencia de economías de escala tomando los beneficios como variable dependiente, la elasticidad beneficios-tamaño resultaba siempre muy próxima a la unidad.

La conclusión de ligeras economías de escala resulta acorde con la experiencia agregada de las cajas fusionadas, según se ha visto en la sección

CUADRO N.º 2

ESTRUCTURA DE COSTES Y CALCULO ELASTICIDADES COSTES TOTALES CON RESPECTO A DISTINTAS VARIABLES DE TAMAÑO

a) Estructura de costes:

Costes financieros	69 por 100
Costes transformación	31 por 100
Costes totales	100 por 100

b) Elasticidades costes totales con respecto a las distintas variables de tamaño:

Variable de tamaño	Costes financieros		Costes transformación		Elasticidad costes totales
	Participación	Elasticidad	Participación	Elasticidad	
Tamaño medio depósitos	0,69	1,30	0,31	0,44	1,03
Tamaño medio oficinas	0,69	1,00	0,31	0,83	0,94
Número oficinas	0,69	1,00	0,31	0,95	0,99

precedente. Si bien, el lapso de dos años contemplado es en exceso reducido, la mejora relativa de las cajas fusionadas frente al resto, en general, ha sido de escasa entidad. Ello no obsta, sin embargo, para que, al alargarse el horizonte temporal, las cajas fusionadas realicen los ajustes organizativos oportunos que les permitan una mejora más sustancial de las *ratios* de rentabilidad o de costes.

IV. CONSIDERACIONES FINALES

A lo largo de la exposición, se ha analizado el tema de las economías de escala derivadas del proceso de fusión desde dos ópticas:

La primera, atendiendo a los resultados *ex post* de las fusiones que en el sector cajas de ahorros se produjeron en 1990, año seleccionado con base en la intensidad del proceso que en esta fecha tuvo lugar. Comparando el comportamiento relativo de las cajas fusionadas frente a las no fusionadas, la evidencia es, en parte, neutra. Parece que, efectivamente, las fusiones pueden haber ejercido un efecto ligeramente favorable sobre los resultados relativos, si bien del estudio del comportamiento de las cajas antes y después de la fusión no pueden derivarse claras conclusiones. Cabe aducir al respecto, sin embargo, el escaso tiempo transcurrido desde que se han producido la mayor parte de fusiones para que en este lapso temporal puedan aflorar con nitidez las hipotéticas economías de escala subyacentes.

La segunda, mediante la estimación de funciones de coste formando una muestra de corte transversal. A este respecto, considerando los recursos ajenos como medida de tamaño y descomponiendo su volumen en el producto de tamaño medio de los depósitos, tamaño medio de las oficinas y número de oficinas, aparecen economías de escala de los «costes de transformación» con respecto al tamaño medio de los depósitos y con respecto al tamaño medio de las oficinas. No obstante, aparecen deseconomías de escala de los costes financieros con relación al tamaño medio de los depósitos. Considerando conjuntamente costes financieros y costes de transformación, globalmente sólo aparecen ligeras economías de escala de los costes totales con respecto al tamaño medio de las oficinas. La existencia de economías de escala ligadas al tamaño medio de los depósitos sólo podría producirse si en un futuro, debido a la reducción de tipos de interés, desciende el peso de los

costes financieros en los costes totales. De aquí se sigue que una de las posibles vías de aprovechamiento de economías de escala en las fusiones es a través de una mejor utilización de las oficinas existentes, cuando ello sea factible dada la distribución espacial de oficinas de las entidades que optan por fusionarse.

Estas conclusiones se mantienen para distintas definiciones de tamaño (activos totales medios, recursos totales medios o inversión crediticia media). De hecho, el tamaño *per se* posiblemente no sea el principal factor determinante de los costes, dado que dentro de una misma clase de tamaños, la dispersión de costes es muy notoria. De la fusión de dos entidades ineficientes no necesariamente surge una entidad eficiente, de igual forma que de la fusión de una entidad eficiente y otra ineficiente, la entidad resultante sólo mejorará con respecto a la media de ambas si la primera logra imponer sus criterios de gestión. Es probable que, como sugiere Revell (1989), las economías de escala estén más ligadas a productos concretos que a la dimensión global de una entidad financiera, cuyo *output* constituye la mezcla de servicios dispares con distintas escalas óptimas de producción. Cabe también la posibilidad de que los beneficios de una fusión se produzcan por medio de la potenciación del acceso de la caja fusionada a nuevos mercados o tipos de operaciones más que a través de la reducción de costes. En cualquier caso, la fusión puede que actúe como detonante de un proceso de reestructuración de las cajas que se fusionan que permita una racionalización del proceso productivo. Desde esta perspectiva, según la opinión de algunos expertos del sector, la fusión podría jugar el papel estratégico de facilitar políticamente la implementación de tales cambios.

NOTA

(*) El autor agradece al profesor Vicente Salas sus comentarios y sugerencias a una primera versión de este trabajo.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- DELGADO M. (1989), «Economías de escala en el sistema bancario español», tesis doctoral, Universidad Complutense de Madrid.
- DOMÉNECH, R. (1991), «Economías de escala y eficiencia en las cajas de ahorros españolas», *Papers de Treball*, n.º 10, Institut Valencia D'Economia (IVIE).
- ESPITIA, M.; POLO, Y., y SALAS, V. (1990), *Eficiencia estática y dinámica en el sector bancario español*, Fundación FIES.

GUAL, J.; JIMÉNEZ, S., y VIVES, X. (1989), «Dimensión y eficiencia en costes en la banca española», *Documentos de Trabajo*, n.º 62, Fundación FIES.

HEATHFIELD, D. F., y WIBE, S. (1987), *An introduction to cost and production functions*, Mac Millan.

MUNDLAK, Y. (1978), «On the pooling of time series and cross-section data», *Econometrica*, n.º 46, págs. 69-85.

PLAZA, I. (1993), «Una nota sobre los procesos de fusión de cajas de ahorros», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 54, págs. 174-178.

PRIOR, D., y SALAS, V. (1994), «Estimación de funciones frontera para el sector cajas de ahorros», artículo publicado en este mismo número de *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*.

RAYMOND, J. L., y REPILADO, A. (1989), «Análisis de las economías de escala en el sector cajas de ahorros», *Documentos de Trabajo*, n.º 51, Fundación FIES. Publicación posterior resumida en *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 47, 1991, págs. 87-107.

REVELL, J. (1989), *El futuro de las cajas de ahorros. Estudio de España y del resto de Europa*, Fundación FIES.

ANEXO 1

EL PROBLEMA DE LA APROXIMACION INDIRECTA DEL PRECIO DE LOS *INPUTS* EN LA ESTIMACION DE LA FUNCION DE COSTES

Diversos manuales, como el de Heathfield y Wibe (1987), muestran que una función de producción Cobb-Douglas, bajo la hipótesis de que el *output* se determine exógenamente y de que las empresas minimicen costes, origina una función de costes también Cobb-Douglas en la que el logaritmo de los costes totales (Y) depende del logaritmo del *output* (X) y de los precios de los *inputs* en logaritmos (P). Suponiendo que se dispone de un corte transversal para la estimación de la ecuación, se tiene:

$$Y_i = \alpha + \beta \cdot X_i + \gamma' \cdot P_i + \epsilon_i \quad [1]$$

Si las entidades que se analizan operan en un mercado relativamente homogéneo, los precios de los *inputs* a los que se enfrentan las distintas unidades de producción serán también relativamente similares. En el extremo, cabe suponer que estos precios de los *inputs* coinciden (es decir, $P_i = P$), con lo que la ecuación adopta la forma:

$$Y_i = (\alpha + \gamma' \cdot P) + \beta X_i + \epsilon_i \quad [2]$$

Es decir, el efecto del precio de los *inputs* queda absorbido por el término constante, y los costes pasan a depender únicamente del nivel de *output*.

Para el caso de cajas de ahorros (CCAA) que operan en todo el territorio nacional, esta hipótesis puede ser aceptable. Los precios de los *inputs* pueden diferir entre CCAA, y dentro de una caja de ahorros, por ámbitos espaciales. No obstante, CCAA que operan en similares espacios geográficos se enfrentan a unos precios de los *inputs* también similares. En cualquier caso, lograr una buena aproximación al precio de los *inputs* resulta en extremo complejo.

La alternativa seguida en muchos estudios aplicados que tienen por objeto la estimación de economías de

escala o la estimación de funciones frontera, es aproximar los precios de los *inputs* por unos precios promedio *ex-post* observados. Esta alternativa puede provocar estimadores inconsistentes del coeficiente β y cabe que los resultados sean inferiores a los que se derivan de la consideración de unos precios de los *inputs* homogéneos.

Así, expresando [2] en forma de desviaciones con respecto a la media, se tiene:

$$y_i = \beta \cdot x_i + \epsilon_i^* \quad [3]$$

Por otro lado, supongamos que a efectos de estimar [3] se introduce una variable explicativa que es el logaritmo del salario medio de cada entidad financiera (w), obtenido como cociente entre renta salarial y empleo. Se trata del salario medio «pagado», no del vector de precios de los distintos *inputs* trabajo al que se enfrenta la entidad financiera i . Las diferencias salariales observadas entre entidades pueden reflejar la distinta cualificación del personal, ciertas ineficiencias en la contratación del *input* trabajo o, finalmente, diferencias resultantes de mercados laborales segmentados, que son las relevantes a efectos de estimación. Probablemente, los dos primeros efectos expliquen una elevada proporción de la varianza salarial entre entidades financieras.

En la medida en que la variable w , obtenida de esta forma esté correlacionada con el tamaño de la entidad financiera x_i (para el sector de cajas de ahorros se constata una correlación de 0,4 significativa entre el salario medio satisfecho y el volumen de recursos ajenos), y que a las entidades financieras que pagan salarios medios más elevados les corresponda también unos costes superiores —o inferiores— a los esperados (correlación entre w y ϵ_i^*), el estimador «ampliado» será inconsistente, a la vez que la variable w , resultará «significativa».

El proceso de añadir variables explicativas puede proseguir de forma indefinida. A título ilustrativo, a efectos de explicar los costes totales, cabe añadir el coste financiero medio que la entidad satisface. Probablemente, la mejora de la capacidad explicativa del modelo sea también progresiva, en la medida en que la estimación se parezca cada vez más al ajuste de una identidad contable. No obstante, cada vez es también más incierta la estimación del coeficiente β , cuya inversa mide la existencia de economías de escala. Por lo que respecta a la estimación de funciones «frontera», al final casi todas las ineficiencias quedan explicadas por los regresores y todas las entidades se sitúan muy próximas a la frontera.

La hipótesis de precios de los *inputs* homogéneos puede parecer excesivamente simple, pero los resultados a los que conduce entendemos que pueden ser preferibles a la alternativa, también simple, de aproximar los precios de los *inputs* a los que se enfrentan las entidades financieras por unos precios promedio *ex-post* observados, cuyas diferencias constituyen, fundamentalmente, el reflejo de la distinta cualidad de los *inputs* entre entidades, más que de la segmentación de los mercados de *inputs*. Es obvio que la alternativa más recomendable es operar con una buena aproximación de los precios de los *inputs*, pero en este trabajo no hemos sido capaces de hallar una aproximación satisfactoria, o que pareciese preferible a la consideración de precios de los *inputs* homogéneos.

Con carácter general, repitiendo el argumento a un nivel más formal, si el proceso de generación de los datos viene dado por:

$$y = X\beta + Z\alpha + \epsilon \quad [4]$$

en donde y es el valor de observaciones de la variable dependiente, X la matriz de variables explicativas de

aquellas variables que difieren entre cajas, y Z la matriz de variables explicativas de aquellas variables que son iguales para todas las cajas, se tiene:

$$y = \text{Const.} + X\beta + \epsilon \quad [5]$$

Suponiendo que Z se observa con error:

$$Z^* = Z + V$$

en donde V es la matriz de errores de observación, se deduce:

$$y = X\beta + Z^* \alpha + (\epsilon - V\alpha) \quad [6]$$

En este caso, la matriz de variables explicativas observadas Z^* difiere entre cajas, lo que permite la estimación de [6]. No obstante, si se verifica:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} X^{*T} X \neq 0$$

es decir, que las variables observadas con error Z están correlacionadas con X , al estimar [6] por mínimos cuadrados, se obtienen estimadores inconsistentes de la totalidad de parámetros, dado que:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} Z^{*T} (\epsilon - V\alpha) = q \neq 0$$

En consecuencia:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \begin{pmatrix} \hat{\beta} \\ \alpha \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta \\ \alpha \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} m_{11} & m_{12} \\ m_{21} & m_{22} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} 0 \\ q \end{pmatrix} \neq \begin{pmatrix} \beta \\ \alpha \end{pmatrix}$$

ANEXO 2

EL ESTIMADOR ENTRE GRUPOS (*BETWEEN*) COMO UNA VIA PARA APROXIMAR ELASTICIDADES A LARGO PLAZO EN LA ESTIMACION DE LA FUNCION DE COSTES

Un panel de datos está constituido por un corte transversal observado a lo largo del tiempo. En concreto, el tipo de ecuación planteada adopta la forma:

$$\ln C_{it} = \alpha_i + \beta \ln D_{it} + \epsilon_{it} \quad [1]$$

en donde C_{it} son los costes de la entidad financiera i en el período t , D_{it} son los recursos ajenos de la entidad i en t y α_i puede interpretarse como los costes fijos o de estructura de la entidad financiera i . Estos costes de estructura son fijos en el corto plazo. No obstante, a largo plazo, deben estar relacionados con el propio tamaño de la entidad financiera. Cabe resaltar que la ecuación [1] constituye el tradicional modelo de efectos fijos.

Al estimar [1], se comprobó que, efectivamente, existía una relación muy estrecha entre los coeficientes α_i , efectos fijos, y los valores medios para todo t de la variable explicativa. Es decir:

$$\alpha_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \overline{\ln D_{it}} + \eta_i \quad [2]$$

ecuación que coincide con el tipo de planteamiento sugerido por Mundlak (1978).

Si efectivamente la relación entre α_i y los valores medios de las variables explicativas no es espuria, sino que responde a una justificación económica, a largo plazo no es factible variar D sin que al propio tiempo se modifiquen los costes de estructura. En consecuencia, la elasticidad a largo plazo de los costes con respecto a los recursos ajenos vendrá dada por:

$$\begin{aligned} \frac{d \ln D_{it}}{d \ln D_{it}} &= \beta + \frac{d \alpha_i}{d \ln D_{it}} = \beta + \frac{d \alpha_i}{d \ln D_{it}} \cdot \\ \cdot \frac{d \overline{\ln D_{it}}}{d \ln D_{it}} &= \beta + \gamma_1 \cdot \frac{d \overline{\ln D_{it}}}{d \ln D_{it}} = \beta + \gamma_1 \end{aligned} \quad [3]$$

en la medida en que la variación experimentada por los recursos ajenos sea «permanente».

A efectos de estimar esta elasticidad a largo plazo cabe estimar [1] y [2], o bien, una alternativa más sencilla que conduce a similares resultados, es operar directamente con el estimador entre grupos o estimador *between*.

En efecto, tomando en [1] la medida para todo t , se tiene:

$$\overline{\ln C_i} = \alpha_i + \beta \cdot \overline{\ln D_i} + \bar{\epsilon}_i \quad [4]$$

Por otro lado, sustituyendo [2] en [4], se deduce:

$$\overline{\ln C_i} = \gamma_0 + (\beta + \gamma_1) \cdot \overline{\ln D_i} + (\bar{\epsilon}_i + \eta_i) \quad [5]$$

que es la forma que adopta el tradicional estimador *between*.

Por tanto, en nuestro caso, interpretando los efectos fijos como costes de estructura de cada entidad financiera, y considerando la relación existente entre estos costes de estructura y la clase de tamaño de la entidad financiera, se justifica el estimador entre grupos como una forma de hallar elasticidades a largo plazo.

Esta interpretación no pretende tener validez general. No obstante, ha parecido oportuna en el tipo de problema en el que estamos interesados. Cabe destacar que la estimación de la ecuación [1] de forma aislada conducía a unas abultadas economías de escala que no parecían «creíbles», y que sólo se compensaban al considerar el efecto inducido de la variable, o variables explicativas caso de efectuarse una descomposición de los recursos ajenos, sobre los términos constantes individuales (véase Raymond y Repilado, 1989).