



ARTÍCULOS

El Impacto del descenso en los Tipos de Interés sobre el margen financiero de las Cajas de Ahorros españolas

Pablo Alonso González , Irene Albarrán Lozano y Andrea Giuliadori Khalil

Revista de Economía y Estadística, Cuarta Época, Vol. 44, No. 1 (2006), pp. 98- 136.

<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3825>



La Revista de Economía y Estadística, se edita desde el año 1939. Es una publicación semestral del Instituto de Economía y Finanzas (IEF), Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba, Av. Valparaíso s/n, Ciudad Universitaria. X5000HRV, Córdoba, Argentina.

Teléfono: 00 - 54 - 351 - 4437300 interno 253.

Contacto: rev_eco_estad@eco.unc.edu.ar

Dirección web <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/index>

Cómo citar este documento:

Alonso González, P., Albarrán Lozano I. y Giuliadori Khalil A. (2006). El Impacto del descenso en los Tipos de Interés sobre el margen financiero de las Cajas de Ahorros españolas. *Revista de Economía y Estadística*, Cuarta Época, Vol. 44, No. 1, pp. 98- 136.

Disponible en: <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3825>

El Portal de Revistas de la Universidad Nacional de Córdoba es un espacio destinado a la difusión de las investigaciones realizadas por los miembros de la Universidad y a los contenidos académicos y culturales desarrollados en las revistas electrónicas de la Universidad Nacional de Córdoba. Considerando que la Ciencia es un recurso público, es que la Universidad ofrece a toda la comunidad, el acceso libre de su producción científica, académica y cultural.

<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/index>



REVISTAS
de la Universidad
Nacional de Córdoba



Universidad
Nacional
de Córdoba



FCE
Facultad de Ciencias
Económicas



1613 - 2013
400
AÑOS

El Impacto del descenso en los Tipos de Interés sobre el margen financiero de las Cajas de Ahorros españolas*

PABLO ALONSO GONZÁLEZ

Facultad de Estudios Empresariales y Turismo,
Universidad de Extremadura
palonso@expertaria.com

IRENE ALBARRÁN LOZANO

Facultad de Estudios Empresariales y Turismo,
Universidad de Extremadura
ialbaloz@yahoo.es

ANDREA GIULIODORI KHALIL

Facultad de Ciencias Económicas,
Universidad Nacional de Córdoba
agiuliodori@iua.edu.ar

Resumen:

El trabajo trata de analizar la relación que existe entre los descensos en los tipos de interés que se han experimentado en España a lo largo de la última década y el estrechamiento en la relación entre el margen financiero y los activos totales medios registrado en las entidades financieras. Para ello, se ha considerado únicamente el grupo de instituciones formado por las Cajas de Ahorros. Debido a las diferencias en tamaño entre ellas, se mostrará que no todas ellas han evidenciado un comportamiento homogéneo respecto a reducciones en los tipos de interés y que esas diferencias pueden explicarse por las características de cada Caja. Por esta razón, se ha procedido a formar grupos homogéneos estadísticamente. Una vez realizada esta división, se plantea un modelo lineal que relacio-

ne el impacto de los tipos de interés sobre el ratio formado por el margen de intermediación y los activos totales medios. La estimación se ha realizado utilizando técnicas econométricas de datos de panel.

Palabras claves: Cluster, Datos de panel, Margen financiero.

Clasificación JEL:C19, C23, 62.

Abstract:

This paper analyzes the relation between the reduction of interest rates and the tightening in the relationship between the financial margin and the average assets in the financial institutions in Spain in the 1990s. To do it, only Cajas de Ahorro have been considered. Due to their different sizes, the behaviour among them is quite heterogeneous and this can be explained using the specific features of each Caja.

Cluster analysis is used to identify groups of Cajas based on the homogeneity in behaviour patterns. After classifying in several groups, a linear model between interest rate and the ratio between financial margin and average total asset is estimated using panel data techniques.

Keywords: Cluster Analysis, Panel Data, Financial Margin.

JEL Classification: C19, C23, G2.

I. INTRODUCCIÓN Y MOTIVO DEL ANÁLISIS

Durante la última década hemos asistido a un descenso ininterrumpido en la ratio entre el margen de intermediación financiera (a partir de ahora MF) y los activos totales medios (a partir de ahora, ATM) de las cajas de ahorros. Así, para el conjunto de las Cajas, el valor de esta ratio en 1991 era del 4,13% mientras que en 2002 su valor se había reducido hasta el 2,50%. Entre medias, el descenso no ha conocido descanso.

Podría pensarse que los menores márgenes de intermediación son fruto de una mayor competencia en el sistema financiero. Esta presunción la avala el hecho de que el número de productos disponibles y la complejidad de la oferta actual es muy superior a la que había a comienzos de los 90. Sin embargo, no es menos cierto que durante la década pasada se ha

(*) Los autores quieren agradecer las sugerencias y comentarios recibidos en el Workshop realizado en el Instituto de Economía y Finanzas de la Universidad Nacional de Córdoba el 1 de septiembre de 2004, así como las realizadas por los evaluadores anónimos.

producido un intenso proceso de concentración entre las Cajas, que no ha sido más intenso por la restricción legal existente que impide la fusión entre entidades de diferentes comunidades autónomas. Este proceso de agrupación nos aleja de una situación ideal de competencia, pues las entidades resultantes son cada vez mayores. Así, en 1991 el número de entidades abiertas, sin contar la CECA, era de 56, siendo 46 el número de las que funcionaban a finales de 2002. Esta tendencia a la agrupación no ha sido homogénea en todas las cajas. La tabla 1 recoge la distribución de las cajas por volumen de activos en dos instantes de tiempo, 1992 y 2002.

Tabla 1
Distribución de las Cajas por tamaño

% sobre total activos de Cajas	nº entidades		% sobre activos	
	1992	2002	1992	2002
> 3%	2	2	33,7%	34,4%
de 0,5% a 3%	14	20	40,9%	51,1%
< 0,5%	37	24	25,4%	14,5%
Total	53	46	100,0%	100,0%

Fuente: CECA y elaboración propia

Puede observarse cómo las entidades de mayor tamaño, esto es, aquéllas en las que su activo total supone más del 3% del activo total del sector de cajas, representan más de un tercio del balance global, y su peso y número se mantienen entre esos años. Este fenómeno no ocurre entre las entidades intermedias, las cuales aumentan tanto en número como en peso relativo en relación al total del balance, superando en 2002 el umbral del 50%. Por lo que se refiere a las entidades pequeñas, es decir, aquéllas con unos activos que son inferiores al 0,5% del total, se reduce tanto su número como su peso.

En resumen, por un lado existe un factor alentador de la competencia, y por tanto favorecedor de menores márgenes -mayor y más completa oferta de productos-, pero por otro aparece un factor que actúa justamente en sentido inverso: la desaparición de entidades por concentración en otras de superior tamaño. Paralelamente a estos dos fenómenos, que podríamos denominar de tipo microeconómico, tenemos que tener en

cuenta el entorno (aspectos macroeconómicos). Desde un punto de vista financiero, el elemento más destacable de la pasada década ha sido la adhesión de España a la UME, con su colofón: la sustitución de la peseta por el euro (1999). Para llegar allí ha sido necesario sufrir un proceso de cambios y ajustes de acuerdo con unas directrices comunes para todos los países candidatos, los llamados criterios de convergencia de Maastricht. Un reflejo de ellos ha sido el impresionante descenso en los tipos de interés españoles hasta hacerlos llegar a los mismos niveles que los de los otros estados miembros de la UME. Valgan como ejemplos que, si tomamos el tipo medio anual del interbancario en operaciones a tres meses y el del secundario de la Deuda Pública a diez años, los tipos medios para 1991 eran del 13,23% y del 13,54% respectivamente, mientras que a finales de 2002 tales tipos eran del 3,31% y 4,98% respectivamente.

Resulta interesante preguntarse por las razones que pueden explicar este proceso de fusiones entre entidades en otras de mayor tamaño. Desde un punto de vista teórico, la concentración bancaria -bien sea de cajas, bien sea de bancos- incide de forma directa en la competencia, elevando el poder de mercado de las entidades resultantes, así como en una mejora de la eficiencia productiva, tal y como señalan Berger y otros (1999). Respecto al primero de los aspectos, la merma de competencia que puede llevar aparejada las uniones entre entidades puede traducirse en condiciones más desfavorables para sus clientes. En concreto, estas operaciones llevarían a una menor retribución de los depósitos y a un mayor coste en términos de tipos de interés en las operaciones activas. En cuanto a las ganancias de eficiencia, se sugiere que en un mercado en el que compiten un menor número de entidades pero de mayor tamaño, éstas pueden proceder de la generación de economías de escala o derivadas de mecanismos de producción conjunta. Sin embargo, los estudios en este sentido no parecen indicar que a mayor tamaño, mayor eficiencia. Antes bien, si la fusión implica a algún gran banco, es posible que se produzca alguna pérdida de eficiencia de escala, tal y como sugieren Hunter y Timme (1986), Ferrier y Lovell (1990), Berger y Humphrey (1991) o Budnevich (2001) entre otros. La literatura disponible parece decantarse más por la búsqueda de la eficiencia que por las ganancias en el poder de mercado como causa explicativa de los procesos de fusión. En este sentido, son de señalar los trabajos de Cornett y Teharian (1992), Rhoades (1998) y Craig y Dos Santos (1996).

Otra posible causa que puede estar detrás de los procesos de fusión es la mejora del perfil de riesgo soportado por la entidad. No obstante, es necesario decir que no queda muy clara la relación entre cambio

en el riesgo y modificación en el tamaño pues existen fuerzas contrapuestas que actúan simultáneamente. Por un lado, puede ocurrir que una unión entre entidades reduzca el riesgo como consecuencia de la diversificación de la cartera de clientes, de actividades o de zonas geográficas de actuación. Sería el caso de la fusión o la absorción de una entidad volcada al negocio minorista -por ejemplo, una Caja de tamaño mediano- con un banco de inversiones, centrado en las actividades de mercado de capitales. Pero también puede ocurrir que la unión de entidades en otra mayor pueda implicar una mayor asunción de riesgos y no sólo porque no se encuentre diversificada su cartera de clientes y/o su catálogo de productos. Sería el caso de grandes entidades en las que su tamaño es tal que su quiebra tendría graves consecuencias para todo el sistema financiero y para todo el conjunto de la economía. Por ello, los gestores suponen que las autoridades actuarían para evitar una posible quiebra, pervirtiendo de esta forma las reglas de la competencia e introduciendo dosis crecientes de riesgo al conjunto del sistema. Sobre la relación entre tamaño y riesgo existe literatura en uno y otro sentido. Así, McAllister y McManus (1993) sugieren una relación directa negativa entre tamaño y riesgo. Sin embargo, Boyd y Gerthler (1994) sugieren lo contrario, apuntando que la existencia de grandes bancos fomenta la propagación de las crisis. Finalmente, algunos autores como Levine (2000) no encuentran relación ente tamaño y riesgo.

En este trabajo se trata de analizar el impacto que esta caída en los tipos de interés ha tenido sobre la ratio entre MF y ATM (a partir de ahora, MIF). Para ello, el modelo estudiado parte de la expresión a partir de la cual se calcula MF:

$$MF = ATM \cdot r_A - PTM \cdot r_P$$

siendo ATM y PTM activos totales medios y pasivos totales medios respectivamente, r_A , el tipo medio del activo y r_P el tipo medio del pasivo. Haciendo:

$$r_A = r_m + d_A \quad / \quad d_A > 0$$

$$r_P = r_m + d_P \quad / \quad d_P < 0$$

siendo r_m , d_A y d_P el tipo medio de mercado, los diferenciales medios sobre el tipo medio de mercado de las operaciones de activo y pasivo respectivamente.

Sustituyendo:

$$\begin{aligned} MF &= ATM \cdot (r_m + d_A) - PTM \cdot (r_m + d_P) \\ &= (ATM - PTM) \cdot r_m + ATM \cdot d_A - PTM \cdot d_P \end{aligned}$$

Haciendo $ATM - PTM = N$ queda:

$$MF = N \cdot r_m + ATM \cdot (d_A - d_P) + N \cdot d_P$$

y dividiendo por ATM :

$$\frac{MF}{ATM} = MIF = \frac{N}{ATM} r_m + (d_A - d_P) + \frac{N}{ATM} d_P$$

es decir, el MIF sería una medida del rendimiento neto del activo, el cual vendría explicado por tres elementos: el primer sumando recoge el efecto de los tipos de interés sobre el margen multiplicando por el cociente entre el neto y el total de activos, el segundo sumando nos da el diferencial total que obtiene la entidad financiera por la pura intermediación entre depositantes y prestatarios. Por su parte, el tercer miembro recoge un importe que podemos considerar despreciable¹, por lo que el modelo inicial a analizar es:

$$MIF \approx (d_A - d_P) + \frac{N}{ATM} r_m$$

es decir, el rendimiento neto del activo sería la suma del diferencial que obtiene la entidad por intermediar más r_m veces la razón entre el neto y el activo total medio.

Esta última es la ecuación expresada en forma atemporal. Sin embargo, resulta bastante evidente que en las operaciones financieras el tiempo es un elemento clave y dado que el margen de intermediación es realmente el resultado de aplicar unos tipos a unos saldos -activo y pasivo- durante un cierto intervalo, parece bastante razonable suponer que

¹ Pongamos un sencillo ejemplo. Suponiendo que $ATM = 100$, $PTM = 92$, que el tipo medio de mercado, r_m , es del 3% y que los diferenciales de activo y pasivo son, respectivamente, 0,25% y -0,25%, se obtiene que:

$$MIF = 8\% \cdot 3\% + (0,25\% + 0,25\%) + 8\% \cdot (-0,25\%) = 0,72\%$$

Si se elimina el último sumando, se obtiene que:

$$MIF \approx 8\% \cdot 3\% + (0,25\% + 0,25\%) = 0,74\%$$

obteniéndose una diferencia de 2 puntos básicos, lo cual la hace despreciable.

exista desfase temporal entre el margen de intermediación, y por tanto MIF, y el tipo de interés aplicado, que siempre será anterior en el tiempo. Por esta razón, la expresión definitiva con la que se va a trabajar es, para cualquier entidad:

$$MIF_t \approx (d_A - d_P) + \frac{N_t}{ATM_t} r_{m,t-1}$$

Antes de pasar a estudiar la incidencia de los tipos en el MIF conviene detenerse un momento en observar la heterogeneidad presente en las entidades que componen la muestra. Así, si se tiene en cuenta el tamaño de los ATM se observa que, para 2002, la más grande, La Caixa, es 463 veces la más pequeña, la Caja de Pollença. Esta diferencia era de 777 veces en 1991. Las diferencias son más suaves si lo que se compara es el MIF. Así, en 2002, el mayor MIF correspondía a la Caja de Jaén, que era 2,10 veces el de La Caixa. En 1991, el mayor MIF era el de la Caja de San Fernando, que era 2,20 veces el de La Caixa. Las ordenaciones por ATM y MIF se encuentran en los Anexos II y III.

Por ello, y dadas las distintas magnitudes que tiene cada entidad, el trabajo trata de analizar el impacto que los tipos de interés han tenido sobre el MIF pero considerando el efecto que pudieran tener los distintos tamaños de ATM y MIF. Es decir, el objetivo final es tratar de ver si la reducción de tipos ha afectado a todas las Cajas por igual, independientemente de su tamaño y MIF, o si, por el contrario, el efecto se ha visto afectado por el valor relativo de ambas variables. Por esta razón, lo que se ha hecho es segmentar la muestra en distintos grupos mediante técnicas estadísticas comentadas más adelante, estudiar si esos grupos son significativamente distintos y, a partir de aquí, proceder al estudio de cada grupo.

En resumen, una vez definido el modelo y el objetivo del análisis, el proceso de trabajo seguido ha comenzado con la obtención de datos, para a continuación realizar una agrupación de entidades desde un punto de vista estadístico mediante el análisis cluster o de conglomerados. Una vez hecho, se ha procedido a validar la agrupación elaborada, para lo cual se ha utilizado el análisis discriminante. Por fin, se ha procedido a calcular la sensibilidad de cada grupo mediante análisis de regresión.

II. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

El presente trabajo ha sido realizado a través de información extraída de los datos contables publicados en los Anuarios estadísticos de las Cajas de Ahorros publicados por la CECA. Los datos utilizados en el análisis corresponden al Activo de los Balances de las Cajas y al Margen de Intermediación de las cuentas de pérdidas y ganancias del período 1991-2002 inclusive (1990 para el caso de los Balances). Se han analizado las 46 cajas existentes a 31 de diciembre de 2002, prescindiendo de la CECA, considerando para el estudio las entidades existentes a la fecha, teniendo en cuenta las fusiones realizadas en el período considerado. Se ha trabajado con cifras en miles de euros. Hay que destacar que este conjunto es el resultante de sucesivas fusiones y absorciones a lo largo del período analizado y de compras de bancos por parte de algunas de ellas.

El criterio que se ha seguido es el de englobar dentro de una determinada Caja las cifras de esa entidad más las de las entidades que se ha ido agregando a ella a lo largo de los años, de forma que, si en un determinado año $t / 1991 \leq t \leq 2002$, una determinada Caja, C_1 , se fusiona con otra Caja C_2 , el margen financiero y el activo que se manejan en el análisis serán los de la suma de ambas entidades para todos los años de la muestra. Lo mismo se ha hecho para el caso en que una Caja haya adquirido un banco. La entidad resultante tras un proceso de fusión y/o absorción, junto con las Cajas y/o bancos que han entrado a formar parte de ella aparecen en el Anexo IV y la correspondencia de cada Caja con su código identificativo aparece en el Anexo V.

La información analizada de cada una de las Cajas de Ahorros (variables estudiadas en el análisis) ha sido la siguiente:

- MF_{it} , $t \in [1991, 2002]$: variables cuantitativas continuas que expresan, para cada año t , el margen de intermediación financiera de la entidad i -ésima.
- ATM_{it} , $t \in [1991, 2002]$: variables cuantitativas continuas que expresan, para cada año t , los activos totales medios. Se han calculado como la semisuma de los activos totales al final de dos años consecutivos:

$$ATM_{it} = \frac{A_{it} + A_{it-1}}{2}$$

- MIF_{it} $t \in [1991, 2002]$: variables cuantitativas continuas que expresan, para cada año t , el margen de intermediación financiera como porcentaje respecto a los activos totales medios. A partir de MF_{it} y de ATM_{it} se procedió a calcular MIF_{it} como:

$$MIF_{it} = \frac{MF_{it}}{ATM_{it}}$$

Además de estas variables, que son en las que se centra el análisis, se han tenido en cuenta las siguientes:

- CCAA: variable nominal que expresa la comunidad autónoma en la que se ubica la sede principal. Toma 17 valores, uno por comunidad autónoma;
- COMPRA: variable nominal (tres valores: 0, 1 y 2) que expresa si ha comprado o no algún banco (y el número) en el período considerado (1991-2002);
- FUSION: variable dicotómica (dummy) que expresa si se ha fusionado o no con otra caja en el período considerado (1991-2002).

Junto a estas variables que afectan a la evolución de variables propias de las Cajas de Ahorros, se ha incorporado información sobre los tipos de interés de mercado. Por lo que se refiere a los tipos de interés, se han calculado medias anuales a partir de los datos obtenidos del Boletín estadístico del Banco de España. Se trata de tomar uno que fuera representativo de la evolución del mercado. Para ello, se han seleccionado los siguientes:

- tipo interbancario a 3 meses (T3M);
- tipo interbancario a 12 meses (T12M);
- tipo de operaciones a vencimiento a 3 años en el secundario de la Deuda (T3A);
- tipo de operaciones a vencimiento a 5 años en el secundario de la Deuda (T5A);
- tipo de operaciones a vencimiento a 10 años en el secundario de la Deuda (T10A).

Del análisis del conjunto se aprecia una elevada correlación entre todos ellos, tal y como se puede observar en la siguiente matriz de correlaciones recogida en la Tabla 2:

Tabla 2
Correlaciones entre tipos

	T3M	T12M	T3 A	T5 A	T10 A
T3M	1,000	0,995	0,976	0,959	0,952
T12M	0,995	1,000	0,991	0,980	0,970
T3 A	0,976	0,991	1,000	0,997	0,988
T5 A	0,959	0,980	0,997	1,000	0,990
T10 A	0,952	0,970	0,988	0,990	1,000

Fuente: Banco de España y elaboración propia

Dados los resultados obtenidos, se ha tomado como representativo del mercado el tipo interbancario a 12 meses. Hay que recordar que éste es, seguramente, el más utilizado directa o indirectamente como índice de referencia en las operaciones de activo, especialmente en préstamos hipotecarios.

Con la información relativa a todas las variables excepto tipos se ha planteado la realización de análisis cluster o de conglomerados y análisis discriminante. La incorporación de los tipos de interés ha sido necesaria para la elaboración de los análisis de regresión. Los análisis estadísticos iniciales, de conglomerados y discriminante se realizaron con el programa estadístico SPSS, versión 12.0. Las estimaciones de los modelos de regresión, sin embargo, fueron efectuadas con el programa econométrico Eviews, versión 4.0.

III.- ANÁLISIS CLUSTER O DE CONGLOMERADOS

Este tipo de análisis persigue la clasificación y agrupación de aquellas entidades que presentan características similares a lo largo del periodo buscando perfiles de comportamiento homogéneo entre las cajas en función a una serie de variables. Es decir, grupos de cajas de ahorro lo más homogéneos entre sí y diferentes del resto teniendo en cuenta todas las variables introducidas en el análisis y sin condicionar el agrupamiento de antemano.

Tal y como explica Ibarrodo y Sánchez (2005) en la introducción al análisis cluster que realiza con datos de cajas de ahorro y rurales españolas, existen numerosos trabajos empíricos relacionados con la formación de grupos en el sector bancario español pudiéndose distinguir entre: los que se deducen a partir de variables fijadas a priori considerando ciertas hipótesis implícitas y aquellos que se deducen de la aplicación de métodos multivariantes. Entre los primeros cabe mencionar, entre otros, Egea (1990) y Lagares (1991) centrados en el estudio de cajas de ahorro así como a Gual y Vives (1991) y Espitia y otros (1991) que incluyen tanto bancos como cajas de ahorro. Por otro lado, también cabe destacar entre los trabajos que consideran varias dimensiones, los de Azofra y otros (1990) aplicados a la banca española y, centrados en las cajas de ahorros, los de Martínez (1992), Más y Gómez (1993) y Más (1995).

Antes de realizar los análisis cluster, resulta bastante adecuado categorizar las variables continuas (ATM y MIF) de cada uno de los años (en 10 clases homogéneas en distribución de frecuencia en función de los 9 deciles). Posteriormente, en los análisis cluster se utilizan estas variables categorizadas en lugar de las iniciales con el fin de aumentar el poder de diferenciación de las mismas. Las nuevas variables creadas se denominan NTILES of MIF_t, $t \in [1991, 2002]$ (una por cada variable MIF de cada año) y NTILES of ATM_t, $t \in [1991, 2002]$ (una por cada variable ATM de cada año).

Una vez categorizadas las variables se realizaron los dos tipos de métodos cluster:

- 1) primeramente técnicas de análisis jerárquico;
- 2) una vez decidido el número de grupos a tener en cuenta, técnicas de análisis no jerárquico (o de k medias).

En el método jerárquico se empleó como medida de distancia la euclídea al cuadrado al ser variables continuas en su mayoría y ser la distancia recomendada al emplear el algoritmo del centroide:

$$d_{ij}^2 = \sum_{k=1}^p (X_{ik} - X_{jk})^2$$

donde: d_{ij}^2 representa la distancia entre las cajas i-ésima y j-ésima

X_{ik} es el valor de la variable X_k para la caja i-ésima

X_{jk} es el valor de la variable X_k para la caja j-ésima

El método de agrupamiento elegido tras probar con todos los distintos métodos posibles (vecino más próximo y más lejano, vinculación inter-grupos e intra-grupos, agrupación de centroides, de medianas y el método de Ward entre otros) fue el de la agrupación de centroides por ser el que más reduce la influencia de los casos extremos o atípicos. El procedimiento de agrupación de centroides considera como distancia entre dos grupos la existente entre sus centros de gravedad (centroides o media de las variables en el conglomerado). El proceso comienza calculando el centro de gravedad de cada conglomerado para agrupar aquellos cuya distancia entre centroides sea mínima. Una vez unidos los dos conglomerados se calcula de nuevo el centro de gravedad y se procede de forma similar. Se obtuvo el dendograma que aparece en el Anexo I, Gráfico 1.

Una vez analizado el dendograma, y tomando como punto de partida éste, se realizaron varias pruebas en base al mismo con la técnica del cluster no jerárquico utilizando el algoritmo “*k medias*” (algoritmo más característico y de mayor aplicación en los métodos de conglomeración no jerárquicos) agrupando las entidades en 5, 6, 7 y hasta 14 grupos buscando siempre dividir el conjunto total de 46 cajas en grupos con la máxima homogeneidad interna y la máxima heterogeneidad externa. Finalmente se decidió emplear la clasificación correspondiente a 6 agrupaciones ya que ésta evidenciaba una significación estadística de todas las variables consideradas a la hora de formar los grupos y, por tanto, diferencian grupos cuyo comportamiento es estadísticamente distinto, tal y como se refleja en la Tabla 3.

Tabla 3
ANOVA: Análisis de la varianza

	Conglomerado		Error		F	Sig.
	Media cuadrática	gl	Media cuadrática	gl		
CCAA	120,875	5	10,952	40	11,037	,000
¿COMPRA?	,501	5	,168	40	2,982	,022
FUSION1	,502	5	,133	40	3,774	,007
NTILES of MIF1991	31,975	5	4,777	40	6,694	,000
NTILES of MIF1992	46,044	5	3,018	40	15,255	,000
NTILES of MIF1993	42,719	5	3,434	40	12,440	,000
NTILES of MIF1994	52,829	5	2,170	40	24,342	,000
NTILES of MIF1995	50,344	5	2,481	40	20,293	,000
NTILES of MIF1996	52,719	5	2,184	40	24,139	,000
NTILES of MIF1997	56,967	5	1,653	40	34,462	,000
NTILES of MIF1998	57,642	5	1,569	40	36,746	,000
NTILES of MIF1999	57,471	5	1,590	40	36,143	,000
NTILES of MIF2000	57,546	5	1,581	40	36,405	,000
NTILES of MIF2001	54,136	5	2,007	40	26,975	,000
NTILES of MIF2002	54,204	5	1,998	40	27,124	,000
NTILES of ATM1991	57,111	5	1,996	40	28,606	,000
NTILES of ATM1992	56,369	5	2,089	40	26,981	,000
NTILES of ATM1993	58,005	5	1,885	40	30,777	,000
NTILES of ATM1994	60,695	5	1,549	40	39,195	,000
NTILES of ATM1995	61,492	5	1,449	40	42,441	,000
NTILES of ATM1996	61,236	5	1,481	40	41,353	,000
NTILES of ATM1997	61,236	5	1,481	40	41,353	,000
NTILES of ATM1998	60,618	5	1,660	40	36,523	,000
NTILES of ATM1999	58,028	5	1,882	40	30,836	,000
NTILES of ATM2000	58,150	5	1,867	40	31,153	,000
NTILES of ATM2001	58,383	5	1,837	40	31,775	,000
NTILES of ATM2002	58,405	5	1,835	40	31,833	,000

Los resultados obtenidos presentan una clasificación de las 46 cajas en seis clusters cuyos tamaños aparecen en la Tabla 4:

Tabla 4
Números de casos en cada conglomerado

Conglomerado	1	6,000
	2	9,000
	3	8,000
	4	12,000
	5	7,000
	6	4,000
Válidos		46,000
Perdidos		,000

La composición de los 6 conglomerados es la recogida en la Tabla 5:

Tabla 5
Composición de cada cluster

CLUSTER	Nº de casos	CAJAS DE AHORRO INTEGRANTES
1	6	C. SUR C. GENERAL DE GRANADA UNICAJA C. ASTURIAS C. HUELVA Y SEVILLA C. SAN FERNANDO
2	9	C. EXTREMADURA C.A. CASTILLA-LA MANCHA C. MURCIA C. BALEARES C. SANTANDER Y CANTABRIA C. NOVA C. PENEDÉS IBERCAJA C.A.I.
3	8	C.A. ÁVILA C.A. BADAJOZ C.A. GUADALAJARA C.A. JAÉN C. ONTINYENT C. INSULAR CANARIAS C. POLLENÇA C. GENERAL CANARIAS
4	12	CÍRCULO CATÓLICO BURGOS C.A. BURGOS C. GIRONA C.A. RIOJA C. MANLLEU C. MANRESA C. LAIETANA C. SABADELL C. SEGOVIA C. TARRAGONA C. TERRASSA C. VITORIA Y ÁLAVA
5	7	LA CAIXA C. CATALUÑA C.A. GALICIA CAJA ESPAÑA C. MADRID C. NAVARRA CAJA DUERO
6	4	C.A. MEDITERRÁNEO BBK C. GUPÚZCOA Y S.S. BANCAJA

C = CAJA

C.A. = CAJA DE AHORROS

Desde un punto de vista estadístico, los seis grupos reflejan con claridad comportamientos distintos, cuyas características pueden resumirse en la Tabla 6:

CLUSTER	CARACTERÍSTICAS
1	<ul style="list-style-type: none"> - CCAA: casi todas de las cajas son de Andalucía (5 de 6) - COMPRA: no han comprado algún banco en el período considerado - FUSIÓN: sí se han fusionado con otra/s caja/s en el período considerado - MIF: muy altos márgenes de intermediación en el período considerado - ATM: altos activos totales medios durante el período considerado
2	<ul style="list-style-type: none"> - COMPRA: no han comprado ningún banco - FUSIÓN: no se han fusionado con otra caja - MIF: medio-altos márgenes de intermediación - ATM: medio-altos activos totales medios
3	<ul style="list-style-type: none"> - COMPRA: no han comprado ningún banco - FUSIÓN: no se han fusionado con otra caja - MIF: muy altos márgenes de intermediación - ATM: muy bajos activos totales medios
4	<ul style="list-style-type: none"> - CCAA: la mayoría de las cajas son de Cataluña (7 de 12) - COMPRA: no han comprado ningún banco - FUSIÓN: no se han fusionado con otra caja - MIF: medio-bajos márgenes de intermediación - ATM: bajos activos totales medios
5	<ul style="list-style-type: none"> - COMPRA: sí han comprado algún banco - FUSIÓN: no se han fusionado con otra caja - MIF: muy bajos márgenes de intermediación - ATM: muy altos activos totales medios
6	<ul style="list-style-type: none"> - CCAA: las cajas son de Valencia y País Vasco - COMPRA: sí han comprado algún banco - FUSIÓN: sí se han fusionado con otra/s caja/s - MIF: medios márgenes de intermediación - ATM: muy altos activos totales medios

Cabe indicar que los grupos 3 y 5 son radicalmente opuestos respecto a sus ATM y sus MIF. Hay que señalar que las calificaciones de muy alto, alto, medio, bajos o muy bajos, recogidos en la tabla anterior, han rea-

lizado teniendo en cuenta la situación relativa de cada variable analizada en cada agrupación, tal y como se puede apreciar en la Tabla 7:

Tabla 7
Centros de los conglomerados finales

	Conglomerado					
	1	2	3	4	5	6
CCAA	1	7	8	9	10	17
¿COMPRA?	0	0	0	0	1	1
FUSION1	1	0	0	0	0	1
NTILES of MIF1991	9	6	8	3	4	6
NTILES of MIF1992	9	5	9	4	3	6
NTILES of MIF1993	9	5	9	4	3	5
NTILES of MIF1994	9	6	9	4	2	5
NTILES of MIF1995	9	6	9	4	2	5
NTILES of MIF1996	9	6	9	4	2	5
NTILES of MIF1997	9	6	9	4	2	4
NTILES of MIF1998	9	6	9	4	2	4
NTILES of MIF1999	9	6	9	4	2	4
NTILES of MIF2000	8	6	9	4	2	5
NTILES of MIF2001	8	5	9	4	2	7
NTILES of MIF2002	8	5	9	4	2	6
NTILES of ATM1991	7	6	2	3	9	9
NTILES of ATM1992	7	6	2	3	9	9
NTILES of ATM1993	7	6	2	3	9	9
NTILES of ATM1994	7	6	2	3	9	9
NTILES of ATM1995	7	6	2	3	9	9
NTILES of ATM1996	7	6	2	3	9	9
NTILES of ATM1997	7	6	2	3	9	9
NTILES of ATM1998	7	6	2	3	9	9
NTILES of ATM1999	7	6	2	3	9	9
NTILES of ATM2000	7	6	2	3	9	9
NTILES of ATM2001	7	6	2	3	9	9
NTILES of ATM2002	7	6	2	3	9	9

Tras la agrupación de las 46 cajas de ahorro en los seis conglomerados se efectuó un análisis discriminante para confirmar la validez estadística de los grupos formados puesto que el análisis de conglomerados es una técnica meramente exploratoria.

IV. ANÁLISIS DISCRIMINANTE

El objetivo del análisis discriminante es comprobar si las variables consideradas efectivamente podían ser tomadas como variables predictivas, así como si la agrupación anterior está convenientemente efectuada. En con-

creto para este caso, comprobar si las variables utilizadas en el análisis de conglomerados realizado (apartado anterior) discriminan realmente comportamientos diferenciados para los grupos formados. Para dicho análisis discriminante se consideró como variable categórica dependiente la resultante de la clasificación realizada en el análisis cluster tratándose, por tanto, de una variable cualitativa con seis categorías: 1, 2, 3, 4, 5 y 6. El valor informa de la “pertenencia” a un grupo y, por tanto, el valor 1 indica la pertenencia al cluster1, el valor 2 la pertenencia al cluster 2 y así en todos los casos. Considerando la naturaleza del análisis discriminante, se consideran como variables predictivas a las variables originales continuas definidas como MIF_t , $t \in [1991, 2002]$ para el ratio entre el margen de intermediación y los ATM y las ATM_t , $t \in [1991, 2002]$ para los activos totales medios. De esta forma se consideran 24 variables predictivas para el período 1991-2002. Los resultados del análisis confirman que todas las variables introducidas en el modelo son significativas al rechazarse para todas ellas la igualdad de los valores medios de los clusters, tal y como se recoge en la Tabla 8:

Tabla 8
Prueba de igualdad de las medias de los grupos

	Lambda de Wilks	F	gl1	gl2	Sig.
ATM1991	,637	4,554	5	40	,002
ATM1992	,625	4,792	5	40	,002
ATM1993	,614	5,039	5	40	,001
ATM1994	,601	5,318	5	40	,001
ATM1995	,581	5,759	5	40	,000
ATM1996	,564	6,195	5	40	,000
ATM1997	,540	6,805	5	40	,000
ATM1998	,533	7,001	5	40	,000
ATM1999	,541	6,801	5	40	,000
ATM2000	,540	6,823	5	40	,000
ATM2001	,530	7,092	5	40	,000
ATM2002	,536	6,920	5	40	,000
MIF1991	,558	6,337	5	40	,000
MIF1992	,364	13,998	5	40	,000
MIF1993	,378	13,159	5	40	,000
MIF1994	,247	24,435	5	40	,000
MIF1995	,216	29,101	5	40	,000
MIF1996	,212	29,797	5	40	,000
MIF1997	,154	43,792	5	40	,000
MIF1998	,225	27,596	5	40	,000
MIF1999	,255	23,393	5	40	,000
MIF2000	,228	27,047	5	40	,000
MIF2001	,218	28,740	5	40	,000
MIF2002	,219	28,501	5	40	,000

Se obtuvieron cinco funciones discriminantes canónicas cuyos autovalores, porcentaje de varianza explicada y correlación canónica se recogen en la Tabla 9:

Tabla 9
Autovalores, porcentaje de varianza explicada y correlación canónica

Función	Autovalor	% de Varianza	% acumulado	Correlación Canónica
1	13,632	80,0	80,0	0,965
2	2,374	13,9	94,0	0,839
3	0,653	3,8	97,8	0,629
4	0,287	1,7	99,5	0,472
5	0,086	0,5	100,0	0,281

En la Tabla 10 aparecen los valores del estadístico Lambda de Wilks y su nivel de significación, apreciándose claramente que son las funciones discriminantes 1 y 2 las que realmente reflejan poder discriminante.

Tabla 10
Lambda de Wilks

Contraste de las funciones	Lambda de Wilks	Chi-cuadrado	gl	Sig.
1 a la 5	,009	170,502	60	,000
2 a la 5	,128	73,906	44	,003
3 a la 5	,433	30,131	30	,459
4 a la 5	,716	12,038	18	,845
5	,921	2,965	8	,937

Los resultados de la clasificación para cada conglomerado y globalmente se muestran en la Tabla 11:

Tabla 11
Resultados de la clasificación

Cluster	% de efectividad
1	100,0
2	86,7
3	100,0
4	91,7
5	100,0
6	75,0
Global	89,5

El Anexo I Gráfico 2 ilustra de la diferenciación de los grupos formados considerando las funciones discriminantes 1 y 2.

Por tanto, y para finalizar, podemos concluir que en los 6 clusters considerados la clasificación resultó satisfactoria, así como también las variables consideradas como predictivas mostraron un elevado poder discriminante. Esto indica que, con una elevada probabilidad, la clasificación realizada por el análisis de cluster y las variables seleccionadas son adecuadas. Estos seis grupos son los que se han utilizado a continuación para llevar a cabo el análisis de regresión.

V. MODELO ECONÓMICO: PLANTEAMIENTO

Para tratar de cuantificar la relación entre los tipos de interés y la ratio MIF se ha procedido a estimar un modelo econométrico con datos de panel en el cual se pone en relación la variable dependiente, MIF_{it} , con la variable independiente, $T12M_{it-1}$. El esquema de trabajo seguido ha sido el siguiente:

- i) Estimación, para cada uno de los conglomerados, del modelo:

$$MIF_{it} = \mu + T12M_{it-1} \cdot \beta + v_{it} \quad / \quad i = 1, \dots, k \quad t = 1992, \dots, 2002$$

siendo k el número de cajas incluidas en cada conglomerado. En este modelo se incorporaron variables artificiales en el término constante para tratar de individualizar el comportamiento de cada

Caja de Ahorros analizada. Es el llamado *modelo de efectos fijos* (EF). Con ello, el modelo estimado para cada conglomerado, escrito de forma vectorial, es:

$$MIF_i = \begin{bmatrix} MIF_1 \\ \dots \\ \dots \\ \dots \\ MIF_k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e \\ 0 \\ \dots \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix} \mu_1^* + \dots + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \dots \\ \dots \\ e \end{bmatrix} \mu_k^* + T12M_{t-1}\beta + \begin{bmatrix} u_1 \\ \dots \\ \dots \\ \dots \\ u_k \end{bmatrix}$$

siendo:

$$MIF_i = \begin{bmatrix} MIF_{i,1992} \\ \dots \\ \dots \\ \dots \\ MIF_{i,2002} \end{bmatrix}$$

$$e' = [1 \quad \dots \quad \dots \quad \dots \quad 1] \quad u'_i = [u_{i,1992} \quad \dots \quad \dots \quad \dots \quad u_{i,2002}]$$

$$E(u_i) = 0 \quad E(u_i u_i') = \sigma_u^2 I_{11} \quad E(u_i u_j') = 0 \quad \forall i \neq j$$

siendo I_{11} la matriz identidad de orden 11 (número de años incluidos en el cálculo)

- ii) Estimación, para cada uno de los conglomerados, del *modelo con efectos aleatorios* (EA)

en este caso se supone que:

$$\mu_{it} = \mu + v_i \quad / \quad E(\mu_{it} \cdot u_{it}) = 0$$

con lo que el modelo estimado es:

$$MIF_{it} = \mu + T12M_{it-1} \cdot \beta + v_i + u_{it} \quad / \quad i = 1, \dots, k \quad t = 1992, \dots, 2002$$

en donde μ y β son estimados por mínimos cuadrados generalizados, siendo la matriz de ponderación:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 + \sigma_v^2 & \sigma_v^2 & \dots & \dots & \sigma_v^2 \\ \sigma_v^2 & \ddots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \ddots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \ddots & \sigma_v^2 \\ \sigma_v^2 & \dots & \dots & \sigma_v^2 & \sigma_u^2 + \sigma_v^2 \end{bmatrix}$$

- iii) Selección, para cada uno de los conglomerados, entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios para lo cual se ha utilizado el test de Hausman (1978)² a un 5% de probabilidad.
- iv) Finalmente, se estima un modelo global en el se incorporan variables ficticias para intentar explicar el comportamiento de la variable dependiente en cada uno de los conglomerados. El modelo estimado toma como grupo de comparación el bloque 5, que es el que agrupa a las mayores cajas y aquéllas con menor MIF. La expresión analítica de este modelo es:

$$MIF_{it} = \alpha + \beta T12M_{it-1} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 5}}^6 C_j (\gamma_j + \delta_j T12M_{jt-1}) + u_{it}$$

siendo:

$$C_j = \begin{cases} 1 & \text{si pertenece al bloque } j \text{ -ésimo} \\ 0 & \text{resto de casos} \end{cases}$$

Como se ha indicado en anteriormente, el primer paso fue la estimación de un modelo EF. Una vez estimados los modelos, tanto de efec-

² El test de Hausman establece que la covarianza de un estimador eficiente con su diferencia respecto a un estimador ineficiente es cero. Es decir:

$$cov[(b - \hat{\beta})\hat{\beta}] = cov(b, \hat{\beta}) - var(\hat{\beta}) = 0 \Rightarrow cov(b, \hat{\beta}) = var(\hat{\beta})$$

La prueba que se realiza es:

$$w = (b - \hat{\beta})' \hat{\Sigma}^{-1} (b - \hat{\beta}) \approx \chi^2_{(k)}$$

siendo las hipótesis nula y alternativa respectivamente las siguientes:

$$H_0 : b - \hat{\beta} = 0$$

$$H_1 : b - \hat{\beta} \neq 0$$

tos fijos como de efectos aleatorios, se procedió a la elección entre uno u otro a partir del resultado del test de Hausman, obteniéndose los resultados que aparecen en la Tabla 12:

Tabla 12
Elección de modelo

GRUPO	$\chi^2_{(1)}$	VALOR DE p	MODELO ELEGIDO
C1	0,036	0,8495	E.F.
C2	0,0028	0,8671	E.F.
C3	0,0542	0,8159	E.F.
C4	0,1285	0,7200	E.F.
C5	0,3679	0,5442	E.F.
C6	0,0664	0,7967	E.F.

Los parámetros junto con los demás estadísticos relevantes de la estimación tanto de los modelos individuales como del global aparecen en los Anexos VI y Anexo VII.

VI. RESULTADOS, CONCLUSIONES Y FUTURAS INVESTIGACIONES

Los resultados de la estimación por bloques se recogen en el Anexo VI. En líneas generales, se puede decir que la incidencia de los tipos de interés no es la misma en todos los grupos formados. Así, el parámetro asociado a $T12M_{t-1}$ oscila entre 0,14 para el grupo 4 -mayoría de cajas catalanas de tamaño pequeño- y 0,24 para el grupo 1 -mayoría de cajas andaluzas, todas ellas con elevado tamaño en sus activos-.

Por su parte, el término constante, el cual puede interpretarse como el diferencial que obtienen las cajas por su labor de intermediación financiera, también presenta valores distintos según los grupos. En líneas generales, su valor medio obtenido por ponderación de la constante con el valor promedio de los *ATM*, se obtienen valores por encima de los 230 puntos básicos excepto en el grupo 5, que es el formado por las grandes cajas, que en media se sitúa en 152 puntos básicos. Los parámetros para

cada bloque asociados al tipo de interés y a los diferenciales ponderados por ATM promedio se recogen en la Tabla 13:

Tabla 13
Parámetros por bloques

Conglome rado	$T12M_{t-1}$	Constante
1	23,70%	2,64%
2	15,49%	2,51%
3	20,36%	2,81%
4	13,87%	2,28%
5	17,97%	1,35%
6	15,69%	2,43%

Por su parte, los resultados de la estimación global se recogen en el Anexo VII. En este caso, los parámetros asociados al tipo de interés y al término constante de cada bloque son los que aparecen en la siguiente Tabla 14:

Tabla 14
Parámetros por conglomerados

Conglomerado	$T12M_{t-1}$	Constante
1	20,25%	2,49%
2	15,32%	2,54%
3	20,00%	2,84%
4	13,44%	2,36%
5	19,67%	1,93%
6	15,76%	2,23%

Los resultados reflejados en las dos tablas anteriores no parecen recoger grandes diferencias entre ambos métodos de estimación excepto para el grupo 5. No obstante, la principal ventaja que presenta la estimación por bloques separados es que es posible asignar un diferencial específico para cada entidad analizada.

De forma muy resumida, los principales resultados obtenidos pueden sintetizarse de la siguiente manera:

- 1) la mayor incidencia del tipo de interés se presenta en las Cajas andaluzas (grupo 1). Todas ellas son producto de fusión entre otras cajas de su entorno durante el periodo considerado excepto la Caja de Huelva y Sevilla que lo fue un año antes.
- 2) Por su parte, la menor incidencia del tipo de interés se da en el grupo 4, en el que la mayoría de sus integrantes son cajas catalanas de pequeño tamaño. Curiosamente, ninguna de las cajas integrantes en este bloque procede de una fusión previa. Es de resaltar que los diferenciales en este grupo son ligeramente inferiores a lo que sería la media global (en torno al 2,35%).
- 3) En cuanto a los diferenciales, los mayores se presentan en el bloque 3. Son cajas cuya casa matriz se encuentra en áreas de baja densidad de población, lo cual sugiere una escasa competencia.
- 4) Los menores diferenciales se presentan en el grupo 5, formado por las cajas con mayores ATM o menores MIF. Son especialmente bajos los diferenciales asociados a las dos grandes cajas catalanas. Este hecho sugiere que ambas entidades se mueven en entornos caracterizados por una alta competencia. De hecho, ambas entidades han experimentado una fuerte expansión por todo el territorio español, lo cual no hubiera sido posible si no hubieran ofrecido productos más competitivos que el resto del sistema.
- 5) Otro aspecto a tener en cuenta es el comportamiento recogido en las cajas vascas. Independientemente del bloque al que pertenezcan, 4 y 6, en ambos casos siempre presentan diferenciales inferiores a la media del bloque en el que están. Este hecho también sugiere una actuación en entornos muy competitivos. Además, en los últimos años, la BBK ha experimentado un acusado crecimiento por toda España.
- 6) Habida cuenta de lo que ha sido la evolución del sector en los últimos años, los resultados del estudio sugieren que existen razones técnicas que justifiquen futuras fusiones entre Cajas. Así, el hecho de contar con un grupo de seis entidades dentro de una misma comunidad -Cataluña- caracterizadas por tener escaso tamaño y unos diferenciales no muy elevados las hace candidatas a una fusión y crear de esta forma otra Caja de tamaño mediano, capaz de competir fuera de su área natural con las grandes entidades.

De todo ello, podemos deducir que, si bien el papel de los tipos de interés es fundamental para entender la evolución de la variable afectada, existen otros aspectos que resultan igualmente determinantes, no incluidos en el estudio. Dentro de ellos, se pueden incluir en futuras investigaciones la competencia a la que cada entidad se enfrenta en su ámbito de actuación, el ritmo de expansión fuera de lo que sería su área natural, el estilo de gestión de sus directivos, la opción de fusionarse o no con otras Cajas, o la forma en que han afrontado la modificación de tipos de interés. Los primeros aspectos pueden ayudar a entender la dispersión de valores que existe entre los diferenciales de una u otra entidad, mientras que los asociados a la gestión pueden ser útiles para entender la diferente sensibilidad a los tipos de interés de las Cajas.

VII. REFERENCIAS

- Álvarez Pinilla, A. y Menéndez Menéndez, M. (1994): "Eficiencia y margen financiero de las Cajas de Ahorro". Ponencia presentada al Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. Valencia.
- Azofra, V.; De la Fuente, J.M.; De Miguel, A. y Rodríguez, J.M. (1990): "Cambios en la estrategia competitiva de la banca española durante los años ochenta", *Información Comercial Española*, nº 683, pp. 103-118.
- Berger, A.N. y Humphrey, D.B. (1991): "The dominance of inefficiencies over scale and product mix economies in banking". *Journal of Monetary Economics* 28, 117-148.
- Berger, A.N.; Demsetz, R.S. y Strahan, P.E. (1999): "The consolidation of the financial services industry: causes, consequences, and implications for the future". *Journal of Banking and Finance* 23, 135-194.
- Bergés, A. y Martín-Albo, M.A. (2001): "El sistema bancario en Estados Unidos: ¿lecciones para el español?". *Análisis Financiero Internacional*, nº 105, pp: 21-29.
- Boyd, J.H. y Gertler, M. (1994): "The role of large banks in the recent US banking crisis". *Quarterly Review*. Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Budnevich, C.; Franken, H. y Paredes, R. (2001): "Economías de escala y Economías de ámbito en el Sistema Bancario Chileno". *Economía chilena*, 4 (2), 59-74.

- Cornett, M.M. y Tehranian, H. (1992): "Changes in corporate performance associated with bank acquisitions". *Journal of Financial Economics* 31, 211-234.
- Craig, B.R. y Dos Santos, J.C. (1996): "Performance and asset management effects of bank acquisitions". *Working paper 9619*. Federal Reserve Bank of Cleveland.
- De Bant, O. y Davis, P. (1999): "A cross-country comparison of market structures in European Banking". *European Central Bank*. Working paper nº 7.
- Demirgüç-Kunt, A. y Huizinga, H. (1999): "Determinants of commercial bank interest margins and profitability: some international evidence". *The World Bank Economic Review* 13, pp. 379-408.
- Egea, C. (1990): *Análisis estratégico del sector de cajas de ahorro en España.*, Tesis doctoral, Madrid.
- Espitia, M.; Polo, Y. y Salas, V. (1991): "Grupos estratégicos y resultados en el sector bancario español". *Información Comercial Española*, nº 690, pp. 189-212.
- Ferrier, G.D. y Lovell, C.A.K. (1990): "Measuring cost efficiency in banking: Econometric and linear programming evidence". *Journal of Econometrics* 46, 229-245.
- Fuentelsaz, L. (1999): "Competencia bancaria y cambio regulatorio: un análisis espacial". Universidad de Zaragoza. *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa*, nº 4, pp: 349-365.
- Fuentes, R. y Basch, M. (1998): "Determinantes de los Spreads bancarios: el caso de Chile". *Inter-American Development Bank. Research Network*. Working paper R-329.
- Greene, W. (1998): *Análisis econométrico*. Prentice Hall, 3ª edición.
- Gual, J. y Vives, X. (1991): *Ensayos sobre el sector bancario*. FEDEA, Madrid.
- Hair, J.F. y otros (1998): *Multivariate Data Analysis*. Prentice Hall College Div; 5th edition.
- Hausman, J. (1978): "Specification tests in Econometrics". *Econometrica*, 46 pp.1251-1271.
- Ho, T. y Saunders, A. (1981): "The Determinants of Bank Interest

Margins: Theory and Empirical Evidence”. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 16, issue 4, pp. 581-600.

Hsiao, C. (2001): *Analysis of panel data*. Cambridge University Press, 2nd edition.

Huberty, C J. (1994): *Applied Discriminant Analysis*. John Wiley & Sons.

Hunter, W.C. y Timme, S.G. (1986): “Technical change, organizational form, and the structure of bank production”. *Journal of Money, Credit and Banking* vol. 18, pp. 152-166.

Ibarrondo Dávila, P. y Sánchez Fernández, J. (2005): “Tendencias estratégicas de las cajas de ahorro y las cajas rurales españolas”. *Investigaciones Europeas de Dirección y Economía de la Empresa*, vol. 11, nº 1, pp. 1135-2553.

Lagares, M. (1991): *Las cajas de ahorro en 1990 y perspectivas para 1991*. CECA, Madrid.

Levine, R. (2000): “Bank concentration: Chile and international comparisons”. *Documentos de trabajo 62*. Banco Central de Chile.

López Roa, A. y Sánchez Rodado, A. (1987): “El margen financiero en la banca española: una contrastación empírica del efecto de la competencia”. *Información Comercial Española*, nº 651, pp. 127-136.

Maisel, S.J. y Jacobsen, R. (1978): “Interest Rate Changes and Commercial Bank Revenue and Cost”. *Journal of Financial And Quantitative Analysis*. pp. 687-700.

Martínez Arias, A. (1998): “Las fusiones de Cajas españolas: un estudio empírico”. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, nº 97, pp. 1061-1093.

Martínez Vilches, R. (1992): *Grupos estratégicos en el sector de cajas de ahorros españolas*. Caja de Ahorros y Monte de Piedad de Madrid, Madrid.

Más, F.J. y Gómez, J.C. (1993): “Identificación de grupos estratégicos en las cajas de ahorro españolas”. *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, vol. 1, nº 3, pp. 9-28.

Más, F.J. (1995): “El análisis de grupos estratégicos y sus implicaciones de gestión”. *Información Comercial Española*, nº 747, pp. 135-150.

McAllister, P.H. y McManus, D. (1993): “Resolving the scale efficiency

puzzle in banking”. *Journal of Banking and Finance* vol. 16, pp. 545-566.

Ott, L. y Longnecker, M. (2000): *An Introduction to Statistical Methods and Data Analysis*. Brooks Cole; 5th edition.

Pérez López, C. (2001): *Técnicas Estadísticas con SPSS*. Prentice Hall, Madrid.

Raymond, J.L. (1994): “Economías de escala y fusiones en el sector de cajas de ahorros”. *Papeles de Economía Española*, nº 58, pp: 113-125.

Rhoades, S.A. (1993): “The efficiency effects of horizontal bank mergers”. *Journal of Banking and Finance* vol. 17, pp. 411-422.

Sánchez, J.M. y Sastre, T. (1995): “¿Es el tamaño un factor explicativo de las diferencias entre entidades bancarias?”. *Documento de Trabajo nº 9512, Servicio de Estudios del Banco de España*.

Sarma, S. (1995): *Applied Multivariate Techniques*. John Wiley & Sons; Book and Disk edition.

Uriarte Santamaría, P. (1994): “Las fuerzas del cambio en la banca”. *Boletín de estudios económicos* nº 49, pp. 303-322.

Uriel, E. (1995): *Análisis de datos: series temporales y análisis multivariado*. AC Editorial.

ANEXO I

Gráfico 1
Dendrograma, método del centroide y distancia euclídea al cuadrado.

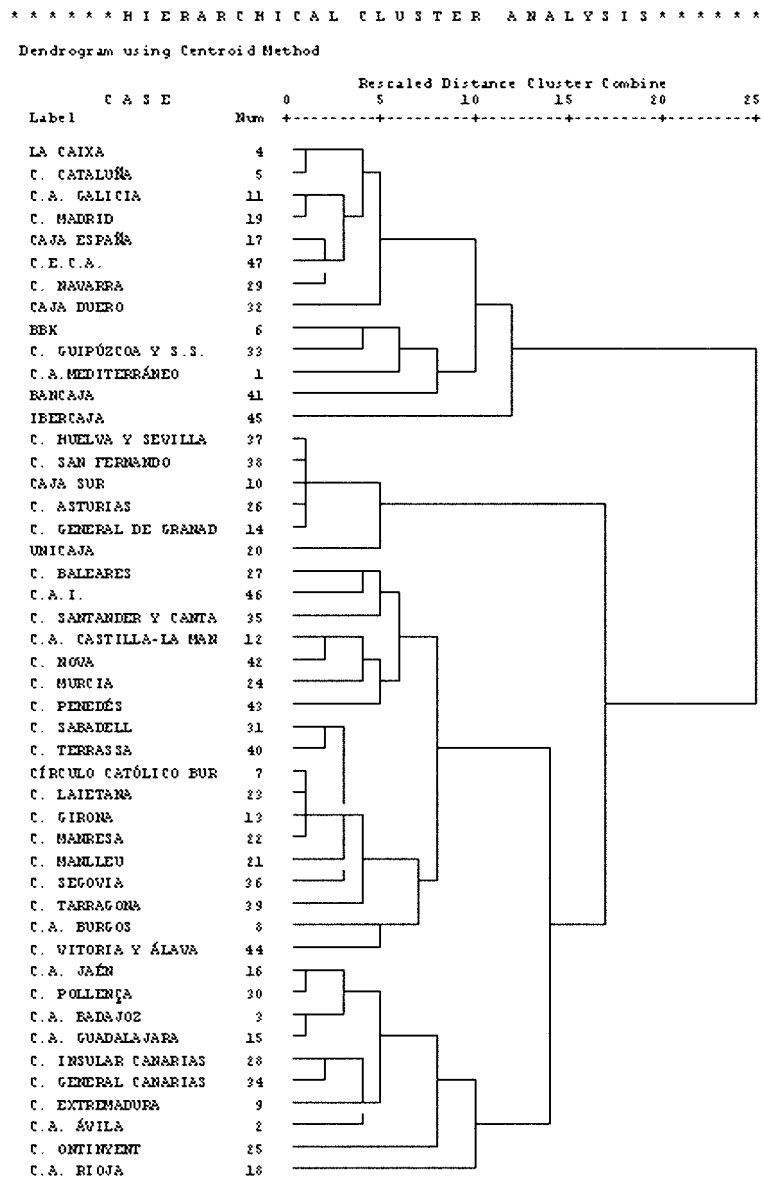
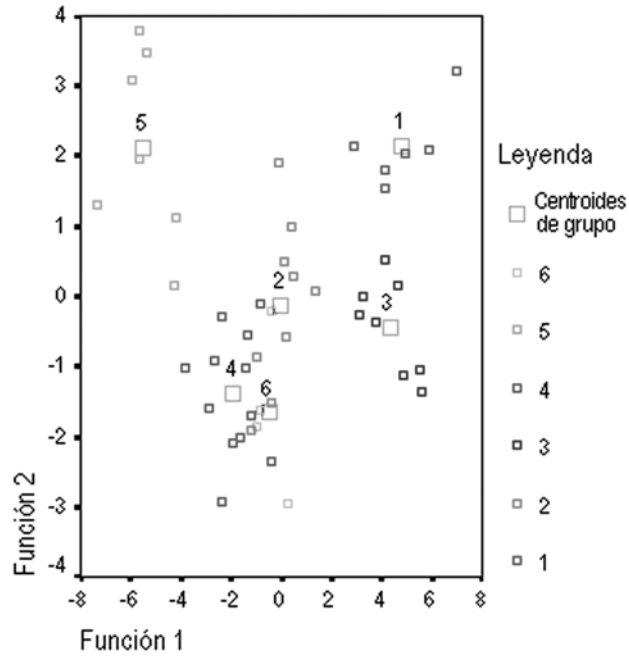


Gráfico 2
Funciones discriminantes canónicas



ANEXO II

Ordenación de las Cajas por ATM (nº veces la más pequeña)

ENTIDAD	1991	ENTIDAD	2002
LA CAIXA	777,0	LA CAIXA	463,1
C. MADRID	388,2	C. MADRID	358,6
BBK	152,4	C. CATALUÑA	149,4
C. CATALUÑA	141,0	C.A. GALICIA	120,9
BANCAJA	131,4	BANCAJA	117,2
C.A.MEDITERRÁNEO	129,6	C.A.MEDITERRÁNEO	108,3
IBERCAJA	123,7	IBERCAJA	84,3
UNICAJA	119,4	BBK	73,8
C.A. GALICIA	118,9	UNICAJA	73,5
C. GUIPÚZCOA Y S.S.	100,9	CAJA ESPAÑA	67,5
C. NOVA	88,9	CAJA DUERO	55,7
CAJA ESPAÑA	81,7	C. NOVA	51,3
C.A. CASTILLA-LA MANCHA	66,2	C. GUIPÚZCOA Y S.S.	51,0
C. NAVARRA	61,3	C.A. CASTILLA-LA MANCHA	42,0
CAJA DUERO	58,8	CAJA SUR	41,1
C. ASTURIAS	51,8	C. HUELVA Y SEVILLA	39,0
CAJA SUR	49,7	C. PENEDÉS	38,5
C. GENERAL DE GRANADA	48,7	C. NAVARRA	37,8
C. SAN FERNANDO	48,3	C. MURCIA	36,9
C. PENEDÉS	46,2	C. ASTURIAS	33,8
C. MURCIA	41,5	C. GENERAL DE GRANADA	32,2
C. VITORIA Y ÁLAVA	39,5	C. SAN FERNANDO	30,1
C. HUELVA Y SEVILLA	38,2	C.A. BURGOS	27,8
C. BALEARES	38,2	C.A.I.	26,6
C.A.I.	35,8	C. BALEARES	26,5
C.A. BURGOS	35,1	C. GENERAL CANARIAS	23,9
C. TARRAGONA	33,2	C. SABADELL	23,4
C. SABADELL	32,7	C. VITORIA Y ÁLAVA	23,1
C. GENERAL CANARIAS	29,6	C. TERRASSA	20,5
C. EXTREMADURA	29,5	C. EXTREMADURA	19,8
C. SANTANDER Y CANTABRIA	29,4	C. SANTANDER Y CANTABRIA	19,7
C. INSULAR CANARIAS	27,2	C. TARRAGONA	18,2
C. TERRASSA	24,9	C. INSULAR CANARIAS	17,5
CÍRCULO CATÓLICO BURGOS	23,7	C. LAIETANA	16,5
C. GIRONA	22,3	C. GIRONA	15,5
C. SEGOVIA	21,2	CÍRCULO CATÓLICO BURGOS	13,6
C.A. ÁVILA	20,7	C. SEGOVIA	12,6
C. LAIETANA	20,3	C.A. ÁVILA	12,5
C.A. BADAJOZ	19,4	C. MANRESA	12,0
C. MANRESA	17,2	C.A. BADAJOZ	11,6
C.A. RIOJA	13,8	C.A. RIOJA	9,1
C. MANLLEU	8,8	C. MANLLEU	5,9
C.A. GUADALAJARA	5,8	C.A. GUADALAJARA	3,7
C.A. JAÉN	3,2	C. ONTINYENT	2,7
C. ONTINYENT	3,1	C.A. JAÉN	1,9
C. POLLENÇA	1,0	C. POLLENÇA	1,0

ANEXO III

Ordenación de las Cajas por MIF (nº veces el menor de ellos)

ENTIDAD	1991	ENTIDAD	2002
C. SAN FERNANDO	2,20	C.A. JAÉN	2,10
C. ONTINYENT	2,17	C. POLLENÇA	1,93
CAJA SUR	2,09	BBK	1,91
C.A. JAÉN	1,94	C.A. BADAJOZ	1,90
C.A. BADAJOZ	1,89	C. GENERAL DE GRANADA	1,88
C. MURCIA	1,89	C.A. GUADALAJARA	1,84
C. INSULAR CANARIAS	1,89	C. ONTINYENT	1,82
C. HUELVA Y SEVILLA	1,87	C. HUELVA Y SEVILLA	1,80
C.A.MEDITERRÁNEO	1,84	C. GENERAL CANARIAS	1,78
UNICAJA	1,83	CAJA SUR	1,76
C. SANTANDER Y CANTABRIA	1,79	UNICAJA	1,73
C.A. GUADALAJARA	1,78	C. ASTURIAS	1,69
C. ASTURIAS	1,78	C. SAN FERNANDO	1,68
C. POLLENÇA	1,76	C.A. ÁVILA	1,67
C.A.I.	1,75	C.A.MEDITERRÁNEO	1,66
BANCAJA	1,75	C. INSULAR CANARIAS	1,64
C.A. CASTILLA-LA MANCHA	1,75	C. TARRAGONA	1,64
C.A. RIOJA	1,75	C. MURCIA	1,64
C. EXTREMADURA	1,73	IBERCAJA	1,63
C. GENERAL DE GRANADA	1,72	C. SANTANDER Y CANTABRIA	1,63
C. NAVARRA	1,67	C. PENEDÉS	1,62
C. GENERAL CANARIAS	1,67	C. EXTREMADURA	1,61
C. BALEARES	1,67	C. MANRESA	1,58
C. MANLLEU	1,66	C. GIRONA	1,56
C. TERRASSA	1,63	C.A. CASTILLA-LA MANCHA	1,55
CAJA ESPAÑA	1,57	C.A.I.	1,55
C. MADRID	1,56	C. SABADELL	1,53
C. CATALUÑA	1,52	C. MANLLEU	1,53
C. GUIPÚZCOA Y S.S.	1,50	C. GUIPÚZCOA Y S.S.	1,52
C. NOVA	1,47	C. BALEARES	1,51
C.A. BURGOS	1,47	C. SEGOVIA	1,50
C. SABADELL	1,47	C.A. RIOJA	1,48
C.A. GALICIA	1,46	C. LAIETANA	1,43
BBK	1,46	C. NOVA	1,40
C. VITORIA Y ÁLAVA	1,44	BANCAJA	1,39
C. MANRESA	1,43	C. TERRASSA	1,36
CAJA DUERO	1,40	CÍRCULO CATÓLICO BURGOS	1,29
C. GIRONA	1,39	C. VITORIA Y ÁLAVA	1,24
CÍRCULO CATÓLICO BURGOS	1,33	C. NAVARRA	1,24
C.A. ÁVILA	1,31	CAJA DUERO	1,17
C. PENEDÉS	1,30	C.A. BURGOS	1,17
IBERCAJA	1,27	CAJA ESPAÑA	1,17
C. SEGOVIA	1,22	C. MADRID	1,17
C. LAIETANA	1,22	C. CATALUÑA	1,07
C. TARRAGONA	1,13	C.A. GALICIA	1,02
LA CAIXA	1,00	LA CAIXA	1,00

ANEXO IV:
Entidades formadas por agrupación de otras

ENTIDAD RESULTANTE	FUSIONADA CON (año)	BANCO ADQUIRIDO (año)
Caja de Ahorros del Mediterráneo	Caja de Ahorros Provincial de Valencia (1990)	San Paolo (1998)
La Caixa	Caja de Ahorros de Alicante y Valencia (1992)	Abbey National Bank (1998)
		Banco Granada Jerez (1996)
		Caixabank (1996)
Caixa Catalunya		Banco de la Exportación (1997)
Caja Sur	Caja Provincial de Ahorros de Córdoba (1995)	
Caja de Ahorros de Castilla - La Mancha	Caja de Ahorros Provincial de Albacete (1992)	
	Caja de Ahorros de Cuenca y C. Real (1992)	
	Caja de Ahorros Provincial de Toledo (1992)	
Unicaja	Monte de Piedad y Caja de Ahorros de Almería (1991)	
	Caja de Ahorros y Préstamos de Antequera (1991)	
	Caja de Ahorros y Monte de Piedad de Cádiz (1991)	
	Caja de Ahorros Provincial de Málaga (1991)	
	Monte de Piedad y Caja de Ahorros de Ronda (1991)	
Caja General de Granada	Caja de Ahorros Provincial de Granada (1991)	
Caja Navarra	Caja de Ahorros y Monte de Piedad de Pamplona (2000)	
Caja Duero	Caja de Ahorros y Monte de Piedad de Salamanca (1991)	Credit Lyonnais España (2000)
	Caja General de Ahorros y Préstamos de la Provincia de Soria (1991)	
Caja San Fernando	Caja de Ahorros de Jerez de la Frontera (1993)	
Bancaja	Caja de Ahorros de Valencia (1991)	Sindicato de Banqueros de Barcelona (1999)
	Caja General de Ahorros y Monte de Piedad de Castellón (1991)	
	Caja de Ahorros de Sagunto (1993)	
	Caja de Ahorros y Préstamos de Carlet (2001)	
Caixa Nova	Caja de Ahorros y Monte de Piedad Municipal de Vigo (1999)	
	Caja de Ahorros Provincial de Orense (1999)	
	Caja de Ahorros Provincial de Pontevedra (2000)	

ANEXO V
Códigos identificativos de las cajas

ENTIDAD	COD
C.A.MEDITERRÁNEO	C1
C.A. ÁVILA	C2
C.A. BADAJOZ	C3
LA CAIXA	C4
C. CATALUÑA	C5
BBK	C6
CÍRCULO CATÓLICO BURGOS	C7
C.A. BURGOS	C8
C. EXTREMADURA	C9
CAJA SUR	C10
C.A. GALICIA	C11
C.A. CASTILLA-LA MANCHA	C12
C. GIRONA	C13
C. GENERAL DE GRANADA	C14
C.A. GUADALAJARA	C15
C.A. JAÉN	C16
CAJA ESPAÑA	C17
C.A. RIOJA	C18
C. MADRID	C19
UNICAJA	C20
C. MANLLEU	C21
C. MANRESA	C22
C. LAIETANA	C23
C. MURCIA	C24
C. ONTINYENT	C25
C. ASTURIAS	C26
C. BALEARES	C27
C. INSULAR CANARIAS	C28
C. NAVARRA	C29
C. POLLENÇA	C30
C. SABADELL	C31
CAJA DUERO	C32
C. GUIPÚZCOA Y S.S.	C33
C. GENERAL CANARIAS	C34
C. SANTANDER Y CANTABRIA	C35
C. SEGOVIA	C36
C. HUELVA Y SEVILLA	C37
C. SAN FERNANDO	C38
C. TARRAGONA	C39
C. TERRASSA	C40
BANCAJA	C41
C. NOVA	C42
C. PENEDÉS	C43
C. VITORIA Y ÁLAVA	C44
IBERCAJA	C45
C.A.I.	C46

ANEXO VI
Resultados de la estimación por conglomerados

Conglomerado 1

Variable	Coefficiente	Estadístico t
T12M _{t-1}	23,70%	20,46
C10	2,67%	23,10
C14	2,43%	17,06
C20	2,59%	17,10
C26	2,49%	20,76
C37	2,93%	16,58
C38	2,83%	18,35
Nº de datos	66	
R ² ajustado	0,8443	
σ	0,0038	

Conglomerado 2

Variable	Coefficiente	Estadístico t
T12M _{t-1}	15,49%	20,77
C9	2,73%	21,35
C12	2,56%	29,97
C24	2,67%	33,37
C27	2,51%	22,78
C35	2,50%	19,23
C42	2,57%	20,65
C43	2,26%	24,89
C45	2,42%	24,89
C46	2,56%	25,56
Nº de datos	99	
R ² ajustado	0,7962	
σ	0,0029	

Conglomerado 3

Variable	Coefficiente	Estadístico t
T12M _{t-1}	20,36%	23,04
C2	2,75%	15,34
C3	2,96%	27,42
C15	2,77%	28,62
C16	3,36%	27,18
C25	2,86%	22,84
C28	2,70%	24,88
C30	2,87%	27,07
C34	2,81%	26,69
Nº de datos	88	
R ² ajustado	0,8442	
σ	0,0033	

Conglomerado 4

Variable	Coefficiente	Estadístico t
T12M _{t-1}	13,87%	23,63
C7	1,97%	15,08
C8	2,01%	15,79
C13	2,36%	36,46
C18	2,75%	23,47
C21	2,46%	29,16
C22	2,35%	29,09
C23	2,14%	20,08
C31	2,54%	33,45
C36	2,64%	32,91
C39	2,33%	21,65
C40	2,37%	29,43
C44	2,04%	26,56
Nº de datos	132	
R ² ajustado	0,7752	
σ	0,0022	

Conglomerado 5

Variable	Coefficiente	Estadístico t
T12M _{t-1}	17,97%	24,64
C4	0,96%	5,52
C5	1,29%	15,51
C11	1,74%	15,83
C17	1,53%	16,03
C19	1,67%	18,29
C29	1,67%	24,77
C32	1,77%	8,43

Nº de datos	77
R ² ajustado	0,7704
σ	0,0038

Conglomerado 6

Variable	Coefficiente	Estadístico t
T12M _{t-1}	15,69%	12,09
C1	2,49%	19,82
C6	2,24%	13,85
C33	2,17%	17,49
C41	2,65%	16,08

Nº de datos	44
R ² ajustado	0,7407
σ	0,0035

ANEXO VII
Resultados de la estimación Global

Variable	Coeficiente	Estadístico t
Término constante	1,93%	15,89
T12M(-1)	19,67%	13,68
C1	0,56%	3,04
C1*T12M(-1)	0,58%	0,27
C2	0,61%	3,46
C2*T12M(-1)	-4,34%	-2,07
C3	0,91%	5,12
C3*T12M(-1)	0,33%	0,16
C4	0,43%	2,62
C4*T12M(-1)	-6,22%	-3,19
C6	0,30%	1,36
C6*T12M(-1)	-3,91%	-1,49

Nº de datos	506
R ² ajustado	0,6439
σ	0,0054