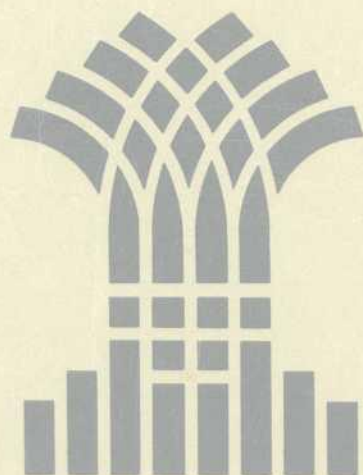




FUNDACION BBV

LUCIO FUENTELESAZ y VICENTE SALAS

ESTUDIOS SOBRE BANCA AL POR MENOR



Al estudiar la Banca al por menor en España, la cuestión de la eficiencia constituye el punto básico en la discusión sobre su capacidad para competir en el mercado único bancario. El problema se plantea, sobre todo, en el negocio de banca al por menor. Como es bien conocido, este segmento del negocio constituye el núcleo de la actividad de nuestro sistema bancario (bancos y cajas) que presenta, en cambio, acusadas debilidades en la parte del negocio de banca corporativa o internacional.

El negocio de banca al por menor, es decir, el que atiende a las economías domésticas y pequeñas empresas, exige una atención especial a centenares de miles de clientes a los que las instituciones bancarias deben acercarse. Sus costos son elevados, y, en consecuencia, sus márgenes también lo son. Es el tipo de banca intensivo en factor trabajo con la necesidad adicional de una amplia red de oficinas.

La banca española se encuentra, en consecuencia, con unas plantillas elevadas y un número de oficinas considerable. Durante los últimos años se está revisando la conclusión generalizada en años anteriores en la línea de que el número de oficinas de la banca española es excesivo. Probablemente, tampoco es admisible la otra conclusión simplificadora que defiende la bondad de la situación actual.

El estudio de los Profesores Salas y Fuentelsaz aborda el análisis de la eficiencia de la banca al por menor en España desde la perspectiva de la competencia espacial por medio de la red de oficinas. El trabajo intenta racionalizar el análisis y descubrir las variables que han de ser tenidas en cuenta para valorar la adecuación de la estructura actual de las redes de oficina de Bancos y Cajas al nuevo marco de competencia.



FUNDACION BBV

ESTUDIOS SOBRE BANCA AL POR MENOR

Lucio Fuentelsaz Lamata
Vicente Salas Fumás

Edita: FUNDACION BBV
Plaza de San Nicolás, 4. 48005 Bilbao
Depósito Legal: BI-2063-92
I.S.B.N.: 84-604-3822-8
Impreso en: GRAFILUR

INDICE

COMPETENCIA ESPACIAL EN LA BANCA AL POR MENOR..... 7

1. Introducción	9
2. Descripción del modelo básico.....	11
3. Contraste empírico del modelo	20
4. Implicaciones para la banca al por menor en España.....	29
5. Conclusión	33
Notas	34
Apéndice I.....	35
Apéndice II.....	35
Bibliografía	36

DETERMINANTES DEL NUMERO DE OFICINAS BANCARIAS EN UN MERCADO. MODELOS Y ESTUDIO EMPIRICO DEL CASO ESPAÑOL 37

1. Introducción	39
2. Modelos explicativos del número de oficinas bancarias en un mercado	41
3. Modelo de competencia espacial aplicado a banca al por menor	47
4. Modelización de los determinantes del número de oficinas bancarias en España.....	52
5. Resultados del estudio empírico.....	56
6. Valoración e implicaciones del estudio	72
7. Resultados y conclusiones.....	74
Notas	77
Bibliografía	77

COMPETENCIA ESPACIAL EN LA BANCA AL POR MENOR

Este trabajo analiza la dimensión de la red de oficinas bancarias españolas en el contexto de un modelo de competencia espacial que tiene en cuenta los costes de acceso a los servicios bancarios por parte de los clientes. El modelo permite especificaciones teóricas y empíricamente contrastables de los determinantes del número de oficinas bancarias en un mercado geográfico. Las conclusiones ponen de manifiesto la importancia de incorporar el "servicio" entre las variables competitivas de las empresas bancarias, a la hora de explicar la dimensión del sector bancario español, en comparación con el de otros países europeos.

La mayor parte de los estudios sobre el sector bancario español destacan entre sus conclusiones que éste es un sector sobredimensionado en términos de recursos empleados relativos a la demanda de servicios de intermediación que puede demandar la economía española. Torrero (1988, pág. 62) se manifiesta en este sentido de forma contundente: "Tenemos un Sistema Bancario sobredimensionado, con un alto coste de funcionamiento y que precisa de una reestructuración en red de oficinas, empleados y sistemas de gestión." Para llegar a conclusiones de este tipo, el autor compara diversas medidas de tamaño relativo de sistemas bancarios entre países, principalmente relacionadas con el número de oficinas bancarias. De esta forma se constata que, en 1986, España es el país entre los comparados con un menor número de habitantes por oficina y con un menor volumen de PIB también por oficina (en este caso en una magnitud de uno a cinco en comparación con el promedio de los demás países). El resultado final es que el tamaño medio, en número de empleados por oficina, de las oficinas bancarias españolas es mucho menor que en el resto de países de su entorno, si bien la proporción de empleados en el sector bancario sobre la población activa es en España donde alcanza el valor más alto. Torrero, página 62, atribuye esta situación a una actuación de las entidades financieras orientada por el principio de apertura de puntos de venta con servicios básicos y elementales.

Las consecuencias de la situación descrita van más allá del propio sector bancario, dado su papel en el funcionamiento del conjunto de la economía. La mayor red de oficinas dará lugar a unos costes de transformación presumiblemente más altos que en otros países, los cuales deberán ser cubiertos por las entidades financieras con cargo a sus márgenes de intermediación, necesariamente más altos para los países con costes de transformación más elevados. El resultado final será un mayor tipo de interés del crédito y por tanto una menor demanda de inversión. Las evidencias empíricas disponibles (España tiene el mayor margen de intermediación en términos relativos al PIB entre los países comparados) confirman estas apreciaciones. De ahí que la preocupación por la dimensión del sistema bancario español y en particular por el número de oficinas bancarias en funcionamiento, parezca plenamente justificada.

Aunque los estudios realizados son profusos en comparaciones estadísticas internacionales, no existe, que sepamos, un análisis que enmarque la explicación del número de oficinas bancarias en España, o en otros países, en un modelo comprensivo de competencia entre entidades bancarias. Más aún, tampoco parece que se ha tenido en cuenta hasta ahora el nivel de "servicio" que se ha prestado a los demandantes de servicios bancarios en un determinado mercado geográfico. El nivel de "servicio" que se preste, función de la disponibilidad o conveniencia para el acceso a los productos que demandan los consumidores, estará relacionado con la proximidad física del punto de venta para esos consumidores. Así pues, cabe hablar de "accesibilidad" a los servicios en términos de tiempo, distancia y coste, para conseguir los productos bancarios demandados. El mayor número de oficinas bancarias en España ha podido dar lugar a un mayor nivel de servicio para los consumidores españoles que en otros países, de ser así, las comparaciones entre costes de transformación y márgenes de intermediación no serían correctas sin ajustar o corregir por diferencias en niveles de servicios.

Podría ocurrir también que la dinámica de la competencia entre las entidades financieras diera lugar a un nivel de servicio socialmente excesivo, especialmente si se tiene en cuenta que en general no se ha cobrado un precio explícito por ese servicio. En cualquier caso, lo que sí parece oportuno es disponer de un marco de referencia que permita contextualizar estas reflexiones y aporte luz sobre algunos de los interrogantes planteados.

Como se ha indicado, el propósito es avanzar en la definición del marco conceptual aludido. Para ello se propone un modelo de competencia entre empresas que tiene en cuenta el espacio físico como característica relevante del mercado, y por tanto aborda directamente la accesibilidad al producto en términos de tiempo y coste para acceder al punto de venta. Una medida habitual del nivel de servicio proporcionado al cliente bancario es el cociente entre la población y el número de oficinas. Mayores valores de este cociente podrían inducir a pensar que el nivel de servicio prestado es menor. Sin embargo no debe ser necesariamente así, excepto cuando estemos en situaciones de congestión extrema. Generalmente las grandes áreas urbanas poseen mayores ratios de población por oficina bancaria que zonas rurales con poca población y espacialmente dispersa; sin embargo difícilmente podría hablarse de mayor accesibilidad a los servicios bancarios en la zona rural que en la urbana, si tenemos en cuenta que en esta última muchas personas tienen varias oficinas a una pequeña distancia de su domicilio. Nuestro modelo considera como medida de accesibilidad el número de oficinas por unidad de superficie, de tal forma que, asumiendo una distribución uniforme de oficinas y clientes, el número de oficinas por unidad de superficie estará inversamente relacionado con la distancia recorrida y por tanto con el coste de acceder al servicio.

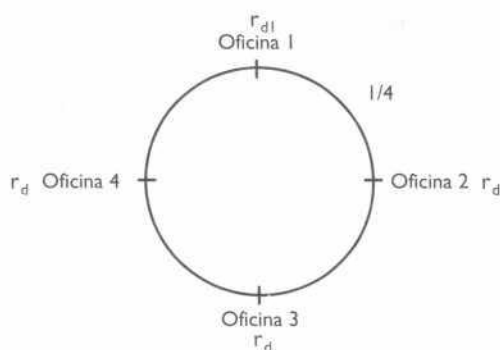
El modelo utilizado para explicar la competencia bancaria en la captación de depósitos se basa en el propuesto por Salop (1979), completado con la extensión de Grossman y Shapiro (1984). El apartado segundo presenta una exposición del modelo, con el análisis teórico de los principales *trade-offs* que se observan entre las variables competitivas citadas; estos *trade-offs* se evalúan bajo los supuestos de competencia monopolista entre las empresas bancarias, y eficiencia de Pareto. En el apartado tercero se hace una primera evaluación de la relevancia empírica de las predicciones del modelo teórico a partir del cual se llevará a cabo el análisis empírico posterior (apartado tercero). En el apartado cuarto se revisan los principales resultados desde la perspectiva de la realidad española. Las conclusiones cierran el trabajo.

2. Descripción del modelo básico

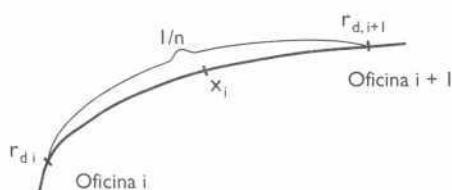
El modelo utilizado para explicar los determinantes del nivel de servicio proporcionado por el número y distribución de las oficinas bancarias dentro de un determinado mercado geográfico, está inspirado en el modelo de competencia espacial con diferenciación de producto propuesto por Salop (1979). El "servicio" prestado a un consumidor representativo al acceder a una determinada oficina bancaria disminuye con la distancia que debe recorrer para acudir a estas oficinas; es decir, suponemos que existe un coste de transporte positivo por unidad de distancia. Suponemos también que las oficinas sólo compiten por los depósitos de aquellos consumidores que conocen el servicio proporcionado por ambas, de forma que si un consumidor sólo conoce una de las oficinas, acudirá necesariamente a ella, con independencia del tipo de interés pagado por sus depósitos (siempre que su utilidad neta sea no negativa) ¹.

Supóngase un espacio geográfico representado por la circunferencia de un círculo a lo largo de la cual se localizan uniformemente los consumidores, potenciales demandantes de servicios; la longitud de la circunferencia y el tamaño del mercado se consideran inicialmente normalizados igual a la unidad. Alrededor del mismo círculo se localizan n puntos de venta, oficinas, a las cuales los clientes pueden acudir para obtener el servicio; la situación de las n oficinas es simétrica, de forma que la distancia entre dos adyacentes cualesquiera es $1/n$ (figura 1.a). Los clientes acuden a las oficinas bancarias a colocar sus depósitos; estos depósitos son a su vez canalizados por los bancos hacia oportunidades de inversión a las que los ahorradores directamente no tienen acceso (intermediación financiera).

Supondremos que la demanda de inversión percibida por las entidades financieras es perfectamente elástica a su precio, interés, igual a r .



(a) Mercado circular con cuatro oficinas



(b) Un segmento del mercado circular

Fig. 1. Representación gráfica del mercado

Para captar clientes, cada oficina bancaria ofrece un tipo de interés por los depósitos de r_{di} . Desplazarse hasta la oficina bancaria supone para el cliente un coste por unidad de distancia recorrida igual a t ; por lo tanto, si acude a la oficina i situada a la distancia x_i , la remuneración neta que recibe será $r_{di} - tx_i$. La utilidad del cliente situado a la distancia x_i de la oficina i será:

$$u_i(r_{di}, x_i) = \text{Max} ((r_{di} - tx_i), 0)$$

En el mercado existe un cierto grado de información entre los consumidores acerca de los tipos de interés de los depósitos ofrecidos por las oficinas. Supondremos que esta información se adquiere mediante la experiencia y/o actividades de búsqueda por parte de los consumidores. Pero los costes de transporte o búsqueda son tan altos que conllevan a una utilidad negativa para aquellos consumidores que recorren una distancia mayor que $1/n$. Esto quiere decir que los consumidores sólo tiene información acerca del tipo de interés pagado por las oficinas situadas a

ambos lados de su localización en la circunferencia, es decir, el mercado relevante para cada consumidor es un segmento de longitud l/n .

Llamaremos ϕ_i , $0 < \phi_i \leq 1$ a la probabilidad de que un determinado cliente conozca los servicios y tipos de interés de los depósitos de una oficina i adyacente a su emplazamiento en el espacio geográfico definido, supuesta idéntica en cualquier punto de ese espacio. Si un cliente sólo conoce una de las dos oficinas adyacentes, su demanda de servicios se dirigirá necesariamente a ella; la disputa por los clientes se produce para el segmento de mercado que conoce las ofertas de las dos oficinas. Bajo estas premisas, la demanda de la empresa representativa i se determina del siguiente modo.

Si los clientes estuvieran plenamente informados de los servicios que ofrecen las oficinas i e $i + 1$, un consumidor situado a la distancia x_i de la oficina i que ofrece un tipo de interés r_{di} , estará indiferente entre acudir a esta oficina o acudir a la oficina $i + 1$ cuyo interés es r_d , al igual que el resto de oficinas, si los ingresos netos son iguales, es decir (ver figura 1.b) si:

$$r_{di} - tx_i = r_d - t(l/n - x_i) \quad (1)$$

La demanda de la oficina i en el segmento de mercado entre i e $i + 1$ sería por tanto la distancia x_i que satisface la ecuación (1).

$$x_i = \frac{r_{di} - r_d + t/n}{2t}$$

En condiciones de información imperfecta, la demanda en el segmento x_i que se disputan las oficinas, i e $i + 1$ es sólo la proporción de clientes que conocen los servicios de las dos, igual a $\phi_i \phi$. Aquellos que sólo conocen la oferta de la empresa i acudirán a ella, cualquiera que sea el interés que ofrezca por los depósitos. La proporción de clientes que sólo conocerán la oferta de la oficina i es $\phi_i (1 - \phi)$. Por lo tanto, la demanda de la oficina i , teniendo en cuenta la simetría con respecto al segmento de mercado entre ella y la oficina $i - 1$, será

$$D(r_{di}, r_d) = 2(\phi_i(1 - \phi) l/n - \phi_i \phi \left(\frac{r_{di} - r_d + t/n}{2t} \right))$$

Instalar una oficina supone un coste fijo f ; recordando que cada oficina percibe una demanda perfectamente elástica de los fondos captados en forma de depósitos, al tipo de interés r , el beneficio de la empresa representativa vendrá dado por.

$$\Pi_i(r_{di}, r_d) = (r - r_{di}) D(r_{di}, r_d) - f$$

La variable de decisión de cada oficina es el tipo de interés r_{di} que ofrece por los depósitos. Esta decisión se tomará maximizando el beneficio Π_i , para un valor dado de r_d , el tipo de interés ofrecido por las otras oficinas. Las condiciones de primer orden para ese máximo son,

$$(r - r_{di}) \frac{dD}{dr_{di}} - D(r_{di}, r_d) = 0$$

o bien

$$(r - r_{di}) \frac{\emptyset_i \emptyset}{t} - (\emptyset_i (1 - \emptyset) \frac{2}{n} + \emptyset_i \emptyset \frac{r_{di} - r_d + t/n}{t}) = 0 \quad (2)$$

Las oficinas adyacentes $i + 1$ o $i - 1$ adoptarán un comportamiento similar para determinar r_{di} . En el equilibrio de Nash simétrico, la ecuación (2) se satisface para cada empresa con $r_{di} = r_d$. Teniendo en cuenta este resultado se obtiene:

$$(r - r_d) \frac{\emptyset_i \emptyset}{t} - (\emptyset_i (1 - \emptyset) \frac{2}{n} + \emptyset_i \emptyset / n) = 0$$

y finalmente,

$$(r - r_d) = \frac{2 - \emptyset}{\emptyset} \frac{t}{n}$$

La ecuación expresa el margen financiero de equilibrio en el mercado. Como puede comprobarse, este margen aumenta con el coste que soporta el cliente por unidad de distancia que se desplaza, t , y disminuye con el nivel de información, $\emptyset$, que existe en el mercado, así como con el número de oficinas en el mismo, n . El margen financiero se hace mínimo con información perfecta, $\emptyset = 1$. Este resultado es explicable en términos del poder de mercado que confiere a cada oficina la diferenciación efectiva de productos que surge como consecuencia del coste de desplazamiento positivo t y de un imperfecto grado de información entre los clientes potenciales. En efecto, es fácil comprobar que $(r - r_d)$ es un margen de equilibrio para un monopolista con elasticidad precio de la demanda

$$|\epsilon| = \frac{r_d n \emptyset}{t(2 - \emptyset)}$$

es decir,

$$\frac{r - r_d}{r_d} = \frac{1}{|\epsilon|}$$

Al aumentar t o disminuir $\emptyset$ la demanda se hace más inelástica y el poder de mercado efectivo de cada empresa se hace mayor.

Sustituyendo el margen de equilibrio en la función de beneficio de la oficina i , obtenemos el beneficio de equilibrio, función del número de oficinas en el mercado:

$$\Pi_i(n) = (2 - \emptyset)^2 \frac{1}{n^2} - f$$

Si no existen restricciones externas, i.e. regulación, la instalación de oficinas continuará mientras el beneficio $\Pi_i(\cdot)$ sea no negativo. Dicho de otro modo, es posible definir un equilibrio competitivo en término de número de oficinas, n^e , de tal modo que el beneficio marginal sea igual a cero. Es fácil ver cómo este número de oficinas vendría dado por

$$n^e = (2 - \emptyset) \left(\frac{t}{f} \right)^{1/2} \quad (3)$$

El número de oficinas de equilibrio, n^e , aumenta con el valor de i y disminuye con los costes fijos, el nivel de beneficio y la cantidad de información de que disponen los clientes; con información perfecta, $\emptyset = 1$, el valor de n^e se hace mínimo e igual a $\sqrt{t/f}$.

Si el número de oficinas es endógeno, el margen financiero de equilibrio puede obtenerse sin más que sustituir, y será:

$$(r - r_d^e) = \frac{1}{\emptyset} (t \cdot f)^{1/2} \quad (4)$$

Cuando el número de oficinas es endógeno, el margen de equilibrio también aumenta con los costes fijos de funcionamiento de una oficina. Las ecuaciones (3) y (4) constituyen los resultados básicos de del modelo de competencia monopolística, y serán el punto de partida en el análisis empírico.

Solución Pareto-eficiente

La exposición ha incidido hasta ahora en la solución de competencia monopolística al problema de la determinación del margen financiero y número de oficinas, servicio, en un modelo aplicado a la banca al por menor. Como hemos indicado en la introducción, compararemos la solución obtenida en el caso de competencia monopolística con la socialmente eficiente, con el fin de evaluar la conveniencia de establecer restricciones a la apertura de nuevas oficinas. Para un nivel de servicio y número

de oficinas dados, la utilidad obtenida por el consumidor representativo será:

$$u(r_d, \bar{x}) = \text{Max} ((r_d - t\bar{x}), 0)$$

donde $\bar{x}$ es la distancia media recorrida por el consumidor para llegar a una determinada oficina. Con información perfecta $\emptyset = 1$, la distancia media será la mitad de la mayor distancia posible, $1/2n$, más la distancia más corta, 0. Es decir, $\bar{x} = 1/4n$. La solución socialmente eficiente será aquella para la cual la utilidad del consumidor representativo sea máxima, sujeta a la restricción de beneficio nulo por oficina. Si suponemos que $r_d - t\bar{x}$ es positivo, el problema puede formalizarse del modo siguiente:

$$\begin{aligned} &\text{Max}_{r_d, n} (r_d - t/4n) \\ &\text{sujeto a } (r - r_d) - nf = 0 \end{aligned}$$

La solución óptima a este problema implica

$$r - r_d^0 = 1/2 \sqrt{tf} \quad (5)$$

$$n^0 = 1/2 \sqrt{t/f} \quad (6)$$

Comparando estas soluciones con las obtenidas en el caso de competencia monopolística, bajo la misma hipótesis, $\emptyset = 1$, podemos ver inmediatamente cómo la solución competitiva implica un *trade-off* entre nivel de servicio, accesibilidad e interés de los depósitos, los cuales difieren de los de la solución eficiente.

La comparación entre las soluciones de competencia monopolística y socialmente eficiente puede verse en la figura 2. La pendiente de la curva de indiferencia es igual a $-t/(2n)^2$; éste es el interés que el consumidor representativo está dispuesto a sacrificar a cambio de un incremento marginal en el nivel de servicio, para un nivel de utilidad total dado. Dicho de otro modo, $t/(2n)^2$ es el beneficio adicional de una nueva oficina. En el óptimo, el beneficio marginal es igual al coste marginal, f , y queda determinada la solución eficiente, n^0 . La solución competitiva resulta, por otra parte, de igualar beneficio marginal y coste marginal tal y como es percibido por la empresa. El beneficio marginal privado al abrir la n -ésima oficina, es igual a la cuota de mercado esperada, $1/n$, por el margen financiero $(r - r_d)$, que en el equilibrio es igual a t/n ; el coste marginal es también f y por tanto el valor de equilibrio de n , n^e , se obtiene de $t/n^2 = f$. La rentabilidad privada adicional de una oficina adicional es cuatro veces la socialmente óptima, y por lo tanto el número de oficinas en equilibrio está por encima del óptimo. Como consecuencia, el margen financiero necesario para cubrir los costes operativos será superior al socialmente óptimo. La figura 2 muestra la solución competitiva como intersección entre la restricción de beneficio cero y el tipo de interés de los depósitos de equilibrio como función del número de oficinas².

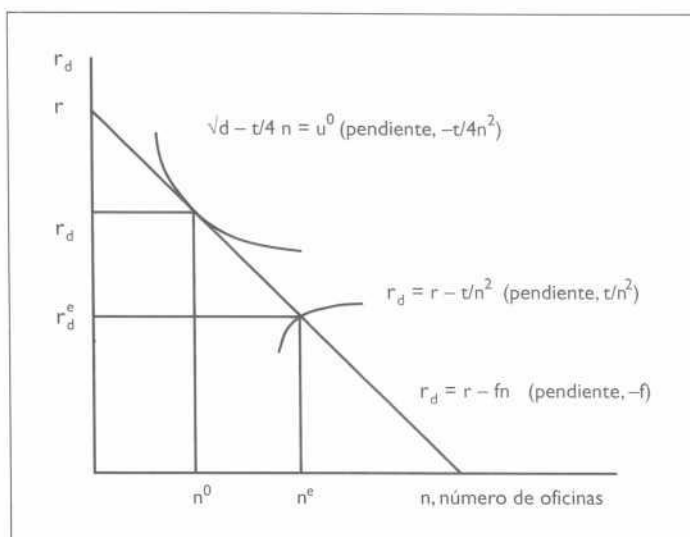


Fig. 2. Soluciones de competencia monopolística y socialmente eficiente en el modelo de banca al por menor

Generalización de los resultados

El modelo expuesto en el apartado anterior se construye para un mercado normalizado a uno, tanto en su dimensión espacial como en el volumen de demanda de servicios que se genera. Resulta de interés analizar las implicaciones de generalizar el tamaño del mercado.

Llamamos L a la dimensión espacial del mercado (longitud de la circunferencia) y D al volumen de demanda total de servicios que existe en el mercado. La densidad de demanda por unidad de dimensión espacial será D/L . Analizaremos, primero, el efecto del tamaño del mercado sobre el número de oficinas y después sobre el interés de los depósitos.

El beneficio de la empresa representativa será (con información perfecta)

$$\Pi(n) = (r - r_d) \frac{(D/L)}{n} - F$$

$$\text{donde } (r - r_d) = \left(\frac{2 - \emptyset}{\emptyset} - \frac{\tau}{n} \right)$$

y F es una medida no normalizada de costes fijos. Definiendo $\tau = t(2 - \emptyset) / (\emptyset)$ como un parámetro que recoge los costes de

información y transporte (diferenciación de producto), y sustituyendo en $\Pi(n)$, resulta

$$\Pi(n) = \tau \frac{(D/L)}{n^2} - F$$

El valor de n que hace el beneficio cero es ahora

$$n^e = (\tau/F)^{1/2} (D/L)^{1/2} \quad (7)$$

El valor n^e es el número de oficinas, servicio, por unidad de superficie. El número total de oficinas, N , para todo el mercado será

$$N = L n^e = (\tau/F)^{1/2} (D \cdot L)^{1/2} \quad (8)$$

La ecuación (8) nos muestra cómo el número total de oficinas, N , aumenta con la demanda total y con el tamaño del mercado. Dicho número de oficinas es proporcional a la raíz cuadrada del producto $D \cdot L$, es decir, la variable "tamaño del mercado", relevante a la hora de determinar el número de oficinas en equilibrio en cada mercado, es una medida compleja que incluye una variable de demanda total, y una variable de espacio físico. Este resultado es importante, dado que con frecuencia vemos comparaciones de medidas de eficiencia de los distintos sistemas bancarios que incluyen la demanda total de servicios dividida por el número de oficinas, D/N . De acuerdo con la ecuación (8), esta medida de eficiencia sería igual a

$$(D/N) = (F/\tau)^{1/2} (D/L)^{1/2}$$

La demanda satisfecha por cada oficina no sólo es función de los parámetros de coste y diferenciación, sino también función de la densidad de la demanda en el mercado. Por lo tanto, mercados con diferente densidad de demanda, D/N , presentarían diferentes niveles de eficiencia para sus sistemas bancarios, incluso si los parámetros relacionados con la eficiencia, costes operativos, información y costes de acceso a la oficina, son idénticos.

La densidad de la demanda es también una variable importante para explicar el margen financiero en el mercado. Dado que $(r - r_d) = \tau/n$ y $n^e = \sqrt{\tau/F} \sqrt{D/L}$, tenemos

$$(r - r_d^e) = \sqrt{\tau F} \sqrt{L/D} = \sqrt{\tau F} \sqrt{D/L} \quad (9)$$

$$MF = (r - r_d^e) D = \sqrt{\tau F} \sqrt{LD} \quad (10)$$

de donde podemos ver cómo el margen financiero es inversamente proporcional a la densidad de la demanda en el mercado. Es decir, mercados con mayor densidad de demanda serán capaces de conseguir el mismo nivel de servicio, accesibilidad, con

un menor margen financiero, o de otro modo, pueden pagar un mayor interés por los depósitos o cobrar un menor interés por los créditos. Por tanto, cuando se evalúa la eficiencia de un determinado sistema bancario en términos de margen financiero necesario para cubrir los costes de transformación de los depósitos en créditos, debe prestarse una especial atención al ajuste por la densidad de la demanda del mercado que está siendo evaluado.

Otra generalización razonable del modelo básico es suponer que los costes operativos de una oficina varían con el tamaño de la misma. Definamos $d = (D/N)$ como el tamaño medio de una oficina, medido por el nivel de demanda. La función de costes que se postula es

$$C(d) = f d^\beta = f \left(\frac{D}{L \cdot n} \right)^\beta$$

donde f y β son parámetros. Si $\beta = 0$ todos los costes serían fijos; $\beta < 1$ indicará la presencia de economías de escala, mientras que $\beta \geq 1$ supone la existencia de rendimientos no decrecientes a escala.

La restricción de beneficio cero, que determina el número de oficinas en equilibrio, puede escribirse como

$$(r - r_d) \frac{1}{n} \left(\frac{D}{L} \right) = f \left(\frac{D}{L \cdot n} \right)^\beta$$

Sustituyendo $(r - r_d) = \tau/n$ y resolviendo para n^e

$$n^e = \left(\frac{\tau}{f} \right)^{1/(2-\beta)} \left(\frac{D}{L} \right)^{(1-\beta)/(2-\beta)} \quad (11)$$

Finalmente

$$N^e = L \cdot n^e = (\tau/f)^{1/(2-\beta)} D^{(1-\beta)/(2-\beta)} L^{(1/2-\beta)} \quad (11')$$

Sustituyendo n^e en la ecuación que determina el margen de equilibrio, $(r - r_d^e) = \tau/n^e$, y reagrupando términos, resulta

$$(r - r_d^e) = \tau^{(1-\beta)/(2-\beta)} f^{1/(2-\beta)} (L/D)^{(1-\beta)/(2-\beta)} \quad (12)$$

o de forma alternativa, el margen absoluto total será

$$MF^e = (r - r_d^e)D = \tau^{(1-\beta)/(2-\beta)} f^{1/(2-\beta)} L^{(1-\beta)/(2-\beta)} D^{(1/2-\beta)} \quad (12')$$

Las ecuaciones (11) y (12) van a ser el punto de partida del análisis empírico presentado en la sección siguiente.

El modelo planteado de competencia espacial en la banca supone que las empresas compiten en tipos de interés para atraer los depósitos de los clientes potenciales. Hasta fechas muy recientes, la competencia en la banca ha estado sujeta a una regulación estricta, que incluía límites al tipo de interés pagado por los depósitos a corto plazo. El modelo descrito en este trabajo supone que los bancos compiten por una cuota en el mercado de depósitos a través de la competencia en tipos de interés en los depósitos libres, es decir, no regulados.

En esta sección presentamos un modelo alternativo del número de oficinas en un mercado, bajo el supuesto de que no existe competencia en tipos de interés y, por tanto, el margen financiero puede considerarse como un parámetro determinado por el regulador. Expresamos por $m = r - r_d$, ese parámetro. Si los costes operativos de una oficina son iguales a $f(D/N)^\beta$, como hemos definido anteriormente, la condición de beneficio nulo para la última oficina abierta en el mercado vendría dada por

$$m(D/N) = f(D/N)^\beta$$

de donde

$$N = (m/f)^{(1/1-\beta)} D \quad (13)$$

El número de oficinas es ahora proporcional al tamaño del mercado, medido por la demanda total, D . En este modelo, la dimensión física del mercado, L , no aparece como variable explicativa del número de oficinas.

3. Contraste empírico del modelo

Esta sección presenta una estimación econométrica que nos permita valorar la relevancia del modelo a la hora de explicar el tamaño y la eficiencia de los respectivos sistemas bancarios de un grupo de países europeos. Varias de las hipótesis planteadas en la sección anterior se contrastan ahora empíricamente.

En el cuadro I se presenta una información estadística preliminar que pone de manifiesto algunas de las cuestiones surgidas en el proceso de comparación del tamaño y eficiencia de los sistemas bancarios. Las tres primeras columnas del cuadro nos muestran las medidas habituales de eficiencia relativa de los sistemas bancarios de ocho países europeos en 1984, entre los que se incluye España. Estos tres indicadores son PNB por oficina, Población por oficina y Depósitos por oficina. Como podemos ver, estas variables indican que existe bastante dispersión en los datos entre los diferentes países: el PNB y los Depósitos por oficina son especialmente bajos en el caso de España, y altos para Italia y Holanda. España es, junto con Noruega, el país con mayor número de oficinas en rela-

Cuadro 1. Análisis comparativo del tamaño y eficiencia de los distintos sistemas bancarios europeos: 1984

País	PNB	Población	Depósitos	Margen financiero	Oficinas	$\sqrt{\text{Depósitos.km}^2}$	Margen
	Oficinas (1)	Oficinas (2)	Oficinas (3)	PNB (4)	Km ² (5)	Oficinas (6)	$\sqrt{\text{Depósitos.km}^2}$ (7)
DINAMARCA	14,3	1469,0	8,5	0,030	0,081	10,2	0,041
FRANCIA	10,0	1233,4	7,3	0,053	0,082	9,4	0,056
ALEMANIA	15,3	1711,1	12,7	0,037	0,144	9,4	0,06
ITALIA	24,2	4319,5	18,1	0,040	0,043	20,5	0,047
HOLANDA	20,3	2634,5	13,5	0,030	0,133	10,1	0,060
ESPAÑA	4,8	1225,4	4,8	0,057	0,062	8,8	0,031
REINO UNIDO	13,6	1896,0	11,9	0,027	0,122	9,9	0,037
NORUEGA	28,1	2102,0	14,4	0,024	0,006	48,2	0,014

Unidades monetarias en millones de dólares.

Fuente: Ver Apéndice.

ción a su población. Esta evidencia se ha utilizado con frecuencia para concluir que el sistema bancario español se encuentra sobredimensionado en comparación con los sistemas imperantes en otros países europeos. Esta sobredimensión, se ha argumentado con frecuencia, se mantiene gracias a una mayor diferencia entre el tipo de interés de los depósitos y el tipo de interés cobrado por los créditos, argumento sostenido por la evidencia empírica disponible. La columna cuatro del cuadro I muestra cómo España tiene, con diferencia, el margen financiero en relación a la demanda más elevado entre los países comparados, especialmente cuando se utiliza el PNB como indicador de la demanda.

Las restantes columnas del cuadro I incorporan medidas relativas de tamaño y eficiencia, cuando se tiene en cuenta la dimensión espacial de cada mercado. En la columna cinco aparece la densidad de oficinas para los diferentes países. Suponiendo una distribución de la población a lo largo del territorio comparable entre ellos, la densidad de oficinas podría ser una medida del servicio o accesibilidad a las oficinas bancarias. Noruega es el país con un menor número de oficinas por kilómetro cuadrado, seguido por Italia y España. Por tanto, cuando se tiene en cuenta la extensión del mercado, el número de oficinas en España se encuentra entre los más bajos de entre los países con los que se compara, en especial si recordamos la particular situación de Noruega, donde sólo se encuentra habitada una pequeña parte de su territorio.

Pero de acuerdo con el modelo presentado en la sección anterior, ni la demanda de servicios ni la extensión espacial del mercado son medidas individuales de tamaño de mercado adecuadas cuando se desea evaluar el tamaño y eficiencia relativos de sistemas bancarios. La variable relevante sería la raíz cuadrada del producto de ambas. Las últimas columnas del cuadro uno permiten ver la medida relativa de tamaño y rentabilidad utilizando estas nuevas variables, con los Depósitos como indicador del nivel de demanda de servicios, D . La nueva medida de tamaño del mercado, dividida por el número de oficinas (columna seis), permite ver cómo todos los países, excepto Italia y Noruega, se agrupan en torno a una medida relativa de tamaño para sus sistemas bancarios aproximadamente igual a 10. Teniendo en cuenta la particularidad ya apuntada en el caso de Noruega, sólo Italia tendría un sistema bancario sensiblemente inferior en relación al "tamaño" del mercado. España no es un caso demasiado especial, y tampoco puede considerarse como un país con costes de intermediación especialmente altos, como podemos ver en la última columna del cuadro, donde el margen financiero se normaliza con la variable relevante de tamaño.

Esta exposición preliminar confirma cómo ignorar la dimensión geográfica o espacial del mercado en el que la actividad bancaria tiene lugar puede llevar a errores importantes en la evaluación del tamaño y eficiencia de un sistema bancario. En el siguiente apartado, se lleva a cabo un análisis más completo de la evidencia empírica.

Este análisis trata de proporcionar un contraste más riguroso del modelo de competencia espacial en la banca al por menor presentado en la sección anterior. Debe, sin embargo, prestarse una atención especial a las limitaciones de los datos a partir de los que se ha llevado a cabo el análisis. La información final que ha sido posible recopilar con cierta consistencia se presenta en el apéndice, y procede de las publicaciones de la OCDE sobre el sistema bancario de los distintos países miembros. La información hace referencia a siete países para el periodo 1981-1986, y el número de observaciones disponibles es por lo tanto de 42 (el Reino Unido se excluye del análisis dado que el dato sobre el número de oficinas sólo está disponible para 1984).

La formulación más general del modelo a estimar es la proporcionada por las ecuaciones (11) y (12), o de forma alternativa (11') y (12'), en las que las dos variables relevantes, número de oficinas y margen financiero, se miden en términos absolutos. Finalmente se eligen las ecuaciones (11) y (12), ya que al ser valores normalizados, estarán probablemente menos afectados por problemas de heteroscedasticidad. La ecuación (11), número de oficinas por unidad de espacio físico, explica el nivel de servicio o accesibilidad a las oficinas bancarias, mientras la ecuación (12) explica el margen financiero por unidad de demanda. La medida de demanda utilizada en este estudio son los Depósitos, y el margen por unidad de demanda se calcula como el ratio entre Ingresos Financieros Netos y Depósitos, para cada país y año. La dimensión física del mercado, L , se mide por la superficie del país, expresada en kilómetros cuadrados. Las unidades monetarias de cada país y año se expresan en dólares y precios constantes de 1980.

Del análisis empírico preliminar de los datos de 1984, sabemos que Noruega e Italia son países cuyos ratios son claramente diferentes del resto, cuando interviene la variable número de oficinas. Por otro lado, la evolución en los tipos de cambio del dólar creará una cierta variabilidad temporal en los datos que no puede atribuirse al modelo. Para tener en cuenta estas circunstancias, el modelo presentado en la ecuación (11) se completará con variables *dummies* temporales y por países, cuando se hace necesario. Tomando logaritmos en ambos miembros de la ecuación (11), el modelo se expresa como sigue:

$$\ln n_{ij}^e = a_0 + a_1 \ln \left(\frac{\text{Depósitos}_{ij}}{\text{Km}^2} \right) + \text{Dummies temporales}_j + \text{Dummies de país}_i + u_{ij}, \quad i = 1, \dots, 7, \quad j = 1, \dots, 6$$

donde

$$a_0 = \frac{1}{2-\beta} \ln(\tau/f), \quad a_1 = \frac{1-\beta}{2-\beta}, \quad u_{ij} \text{ es un término de error,}$$

e i, j son subíndices que hacen referencia, respectivamente, al país y al tiempo.

Los resultados de la estimación del modelo que explica el nivel de accesibilidad a las oficinas bancarias se presentan en el cuadro 2. En la primera columna del cuadro los resultados hacen referencia a todos el horizonte temporal considerado, e incluyen todos los países. El poder explicativo del modelo es muy alto, y la principal variable independiente, $\ln(\text{Depósitos}/\text{Km}^2)$, es altamente significativa. Como era de esperar, las *dummies* de país son también significativas, lo que confirma la singularidad de los dos países considerados. Las *dummies* temporales son significativas para varios años, y captan la evolución del tipo de cambio del dólar en relación con las distintas monedas nacionales incluidas en el estudio.

El valor del coeficiente a_1 está relacionado con el valor parámetro de la función de costes, β . Un valor de $a_1 = 1/2$ indicaría que $\beta = 0$. Sin embargo, el test estadístico que contrasta $a_1 = 1/2$ rechaza la hipótesis nula a un nivel de significación del 99 por 100. El valor implícito de β se obtiene de

$$a_1 = \frac{1 - \beta}{2 - \beta} = 0,40$$

de donde resulta $\beta = 0,33$. Por tanto, la elasticidad de los costes operativos de una oficina por unidad de tamaño sería igual a 0,33.

Las columnas 2 y 3 proporcionan información acerca de la estabilidad del modelo a lo largo del tiempo. Como puede verse, el valor de los parámetros permanece casi invariable y la hipótesis de estabilidad estructural del modelo no puede rechazarse.

En el desarrollo de esta investigación estamos interesados en conocer si España puede ser considerada como una observación generada por el modelo que explica el número de oficinas bancarias para el resto de países europeos incluidos en la muestra. La última columna del cuadro 2 presenta los resultados obtenidos cuando el modelo se estima para todos los países europeos excepto España. El coeficiente de la variable explicativa, a_1 , es mayor al estimado en la columna 1, lo cual indicaría que para los países que quedan al excluir España, el valor estimado de β sería inferior. De hecho, la hipótesis $\beta = 0$ ($a_1 = 1/2$) no puede rechazarse estadísticamente. Para entender este resultado, hemos de observar cómo el tamaño medio de la oficina es muy similar entre los distintos países, excepto en el caso de España, que es significativamente inferior. Como consecuencia de esto, el valor estimado de $\beta = 0,33$ es una medida de la elasticidad del coste por oficina, teniendo en cuenta el tamaño relativo de una oficina bancaria en España con respecto al tamaño de otros países europeos. Pero hemos de considerar también que el test estadístico para contrastar la hipótesis nula según la cual los datos español-

Cuadro 2. Determinantes del nivel de servicio: Oficinas por km² en los países europeos

	1981-1986	1981-1983	1984-1986	1981-1986 (Excluida España)
CONSTANTE	-2,287 (-12,4)	-2,281 (-12,9)	-2,249 (-7,4)	-2,282 (-12,2)
$\ln \frac{\text{Depósitos}}{\text{km}^2}$	0,401 (21,9)	0,425 (23,6)	0,384 (12,3)	0,450 (18,4)
D _{ITALIA}	-0,668 (-17,8)	-0,070 (-20,3)	-0,693 (-9,4)	-0,628 (-17,0)
D _{NORUEGA}	-1,789 (-30,8)	-1,765 (-31,4)	-1,837 (-16,8)	-1,618 (-21,9)
D ₈₂	0,082 (1,9)	0,086 (3,0)		0,072 (1,7)
D ₈₃	0,138 (3,1)	0,144 (5,0)		0,121 (2,8)
D ₈₄	0,172 (3,9)		0,102 (1,7)	0,16 (3,7)
D ₈₅	0,069 (1,6)		0,005 (0,08)	0,028 (0,64)
D ₈₆	0,054 (1,2)			0,009 (0,22)
$\bar{R}^2$	0,993	0,997	0,990	0,996
SSR	0,227	0,044	0,164	0,146
SE	0,083	0,053	0,106	0,074
Observaciones	42	21	21	36

Entre paréntesis el estadístico t de Student. El valor crítico más bajo para que un parámetro sea distinto de cero a un nivel de significación del 95 por 100 es 1,7.

les siguen el mismo patrón que los europeos, no puede rechazarse al 95 por 100 de significación estadística³ (valor de F de 1,36 frente a un valor crítico, $F_{26}^6 = 2,25$). Si se permiten diferencias en los costes por oficina en función del tamaño de la misma, el número de éstas en España no puede considerarse atípico en relación con el de otros países europeos a lo largo del período considerado⁴.

El modelo de competencia espacial explica el nivel de servicio y el margen financiero, es decir, la diferencia entre el tipo de interés de los depósitos y el de los créditos. Esto nos permite obtener una estimación adicional de los parámetros utilizando la ecuación (12), que determina el margen (*spread*) entre los tipos

de interés. El problema, desde un punto de vista empírico, es cómo obtener estimaciones de este margen. El modelo predice el margen financiero para un modelo sencillo de banca al por menor en el cual los bancos transforman los depósitos en créditos. Nuestra estimación de este margen es, sin embargo, la diferencia entre ingresos y costes financieros por unidad de depósitos:

$$r - r_d = \frac{\text{Ingresos Financieros} - \text{Gastos Financieros}}{\text{Depósitos}}$$

Este indicador del margen financiero puede diferir del postulado por el modelo por varias razones. En primer lugar, porque parte de los ingresos y de los costes financieros pueden provenir de otras fuentes distintas de la banca al por menor, tales como banca comercial o de inversión; la importancia relativa de las fuentes de ingresos netos adicionales pueden variar de país a país, así como la cartera de negocios bancarios. En segundo lugar, las restricciones regulatorias fuerzan a los bancos a mantener una cierta proporción de sus depósitos en cuentas en el Banco Central, a tipos de interés distintos de los de mercado; los coeficientes impuestos varían de forma significativa entre los distintos países (Mañas, 1990, pág. 208). Como consecuencia de esto, es de esperar que el contraste del modelo al utilizar el margen financiero como variable dependiente deba tener en cuenta la citada heterogeneidad entre países.

El cuadro 3 presenta los resultados de la estimación de la ecuación (12), después de transformar las variables en su forma logarítmica. La primera columna nos permite ver la estimación utilizando *dummies* para los países del sur de Europa, Italia y España, con el fin de tener en cuenta los altos coeficientes de caja impuestos a los bancos de estos países; la variable *dummy* para Noruega está justificada por la misma razón que en el caso de la accesibilidad al servicio. Como era de esperar las variables *dummy* para España e Italia son negativas y significativamente distintas de cero. Las *dummies* temporales no son apenas significativas en esta ocasión, excepto para los años 1984 y 1986. Este resultado confirmaría que las *dummies* temporales del cuadro 3 estarían reflejando las variaciones en los tipos de cambio del dólar a lo largo del tiempo. Finalmente, el coeficiente de la variable $\ln(\text{Km}^2/\text{Depósitos})$ es, como era de esperar, positivo y significativamente distinto de cero, pero el valor estimado, 0,28, es menor que el obtenido anteriormente, cuando la variable dependiente era el número de oficinas (0,40).

La segunda columna del cuadro 3 incluye variables *dummy* para todos los países, permitiendo la máxima heterogeneidad en la cartera de activos y/o en la regulación para todos ellos. El coeficiente estimado de la variable $\ln(\text{Km}^2/\text{Depósitos})$ es ahora 0,37, y la hipótesis de que el coeficiente estimado, utilizando el número de oficinas como variable dependiente, es igual a menos el

Cuadro 3. Determinantes del margen financiero por unidad de depósitos, países europeos, 1981-1986

Constante	-2,945 (-6,4)	-3,145 (-7,6)
ln (Km ² /Depósitos)	0,280 (9,5)	0,370 (4,7)
D _{ITALIA}	-0,150 (-3,3)	-0,120 (-2,8)
D _{ESPAÑA}	-0,358 (-5,9)	-0,310 (-4,0)
D _{NORUEGA}	-0,831 (-9,1)	-0,900 (-5,0)
D _{FRANCIA}		0,050 (1,1)
D _{ALEMANIA}		0,200 (1,7)
D _{HOLANDA}		0,258 (2,9)
D ₈₂	-0,04 (-0,09)	-0,02 (-0,7)
D ₈₃	-0,023 (-0,48)	-0,05 (-1,4)
D ₈₄	-0,092 (-1,9)	-0,04 (-3,2)
D ₈₅	-0,040 (-0,80)	-0,04 (-1,2)
D ₈₆	0,114 (2,4)	0,075 (2,6)
R ²	0,69	0,90
SSR	0,256	0,074
SR	0,089	0,051
Observaciones	42	42

coeficiente estimado con el margen como variable dependiente, ya no puede rechazarse. Las variables *dummy* de Alemania y Holanda son ambas positivas y significativamente distintas de cero, lo que confirma la existencia de otras razones, además de las diferencias en el coeficiente de caja entre los países del norte y del sur de Europa, a la hora de explicar las diferencias en la variabilidad del margen financiero por unidad de depósitos entre los distintos países.

Concluiremos esta sección con la estimación del modelo "alternativo" derivado bajo la hipótesis de que los tipos de interés vienen determinados exógenamente y, por tanto, que el margen financiero puede considerarse un parámetro del modelo. De la ecuación (13) tenemos⁵

$$\ln(N) = b_0 + b_1 \ln(\text{Depósitos}) \quad (13')$$

donde $b_0 = (1/(1-\beta)) \ln(m/f)$, $b_1 = 1$. Tomando logaritmos en la ecuación (11') tendríamos, ignorando las *dummies* de tiempo y país

$$\ln(N^e) = a_0 + a_1 \ln(\text{Depósitos}) + a_2 \ln(Km^2) \quad (11'')$$

La ecuación (13'') puede considerarse un caso especial de (11'') con $a_2 = 0$. Por tanto, comparando el resultado estadístico y teórico de los modelos (13') y (11''), estamos de hecho contrastando la hipótesis de si la dimensión física del mercado es una variable relevante o no a la hora de explicar el nivel de accesibilidad.

Ignorando las *dummies* de país y año, los resultados de estimar (11') y (13') son los siguientes:

$$\ln(N^e) = -2,771 + 0,409 \ln(\text{Depósitos}) + 0,620 \ln(Km^2),$$

$$(-11,7) \quad (21,8) \quad (33,5) \quad \bar{R}^2 = 0,995$$

$$\ln(N) = -0,282 + 0,834 \ln(\text{Depósitos}),$$

$$(-1,98) \quad (9,5) \quad \bar{R}^2 = 0,810$$

Los test estadísticos para contrastar la hipótesis $a_2 = 0$, rechazan todos dicha hipótesis nula⁶. Como conclusión del modelo que postula que el margen financiero es exógeno, y el número de oficinas está completamente determinado por el nivel de demanda, cabe afirmar que no puede aceptarse con base en nuestra evidencia empírica.

Estimación de otros parámetros del modelo

Aunque han surgido algunas reservas acerca de las posibilidades del modelo para estimar el margen financiero tal y como ha sido medido en el trabajo, los resultados de los cuadros 2 y 3 permiten obtener una estimación de los parámetros τ y f implícitos en el modelo.

De (11) y (12) sabemos que

$$\frac{1}{2-\beta} \ln \tau - \frac{1}{2-\beta} \ln f = -2,287$$

$$\frac{1-\beta}{2-\beta} \ln \tau - \frac{1}{2-\beta} \ln f = -3,145$$

Por tanto

$$\ln \tau = -(2,287 + 3,145) = -5,432$$

$$\ln f = 2,287 (2 - \beta) + \ln \tau = -1,613, \text{ para } \beta = 0,33$$

lo que implica, $\tau = 5,2 \times 10^{-3}$ y $f = 0,242$. Dado que los depósitos y el margen se expresan en millones de dólares, el valor estimado de τ estará en dólares, y f en millones de dólares.

Los valores τ y f son muy razonables. El parámetro que combina información imperfecta y costes de transporte toma un valor de 0,0052 dólares (de 1980). Dado que n^e , oficinas por km^2 es, en promedio, igual a 0,096 y r_d es aproximadamente 0,053, el valor estimado de τ implica una elasticidad precio de la demanda de uno: $|\varepsilon| = (r_d n^e)/\tau = (0,053 \times 0,096)/0,0052 \approx 1,0$. Por otro lado, el tamaño medio de una oficina supone unos depósitos de 10 millones de dólares, por lo que los costes operativos estimados por oficina serán, en promedio, $f(D/N)^{\beta} = 0,242 \times 10^{0,33} = 0,52$, es decir, aproximadamente 500.000 \$ (de 1980).

4. Implicaciones para la banca al por menor en España

Este apartado se dedica a analizar con mayor detalle la situación de la banca al por menor en España, a la luz de los resultados teóricos y empíricos de los epígrafes precedentes; se valorarán también las implicaciones de esa situación ante la perspectiva del mercado único europeo.

La valoración del *performance* de la banca al por menor en España, comparativamente al de otros países europeos, se realiza a través de dos variables, accesibilidad al servicio y margen de intermediación. Aunque ya se adelantó en la presentación del modelo teórico, insistiremos en el papel que juega la variable estructural densidad de la demanda de servicios bancarios en la determinación de esa *performance*.

La accesibilidad al servicio se aproxima por la densidad de oficinas, es decir, el número de oficinas bancarias por km^2 de superficie. Utilizando la ecuación (10), la densidad de oficinas bancarias en España se relaciona con la densidad en Europa a través de la expresión:

$$\frac{\text{Densidad de oficinas en Europa}}{\text{Densidad de oficinas en España}} = \frac{\text{Densidad de Demanda en Europa}}{\text{Densidad de Demanda en España}}$$

donde la densidad de la demanda se mide en Depósitos bancarios por kilómetro cuadrado.

La densidad de demanda promedio entre los países contemplados en este estudio era de 0,95 M.\$, mientras en España era sólo de 0,3 M.\$, ambos datos referidos a 1984. Los depósitos bancarios por km² son en Europa 3,2 veces mayores que los de España, $0,95/0,3 = 3,2$. Por otra parte, el valor estimado del parámetro β es 0,33. Sustituyendo estos valores en la expresión anterior se obtiene que la accesibilidad a los servicios bancarios en Europa será, por término medio, casi un 60 por 100 mayor que la accesibilidad en España [$(3,2)^{0,4} = 1,59$]. Esta predicción del modelo es bastante coherente con la realidad observada, según la cual, el número de oficinas bancarias por km² en Europa era, en 1984, un 56 por 100 superior al de España (ver cuadro 4).

La segunda variable de *performance* es el coste de intermediación, que se mide a través del margen financiero, o diferencia entre tipos de interés de los depósitos y de los créditos. Utilizando la ecuación (12), podemos escribir

$$\frac{\text{Coste de Intermediación en Europa}}{\text{Coste de Intermediación en España}} = \left(\frac{\text{Densidad de Demanda en España}^{\frac{1-\beta}{2-\beta}}}{\text{Densidad de Demanda en Europa}} \right)$$

El coste de intermediación es ahora inversamente proporcional a la densidad, es decir, una mayor densidad de la demanda permitirá proporcionar el mismo nivel de accesibilidad, a un menor coste. Sustituyendo los valores de la densidad y de β , obtenemos como resultado que el coste de intermediación en Europa es un 63 por 100 del coste en España $(3,2)^{-0,4}$. Los valores reales de los costes relativos (cuadro 4), muestran cómo las diferencias entre España y Europa están muy próximas a las previstas por el modelo.

Cuadro 4. Implicaciones de la densidad de la demanda en los costes de intermediación y accesibilidad. España versus Europa

	Densidad de demanda	Coste de intermediación	Accesibilidad
	Depósitos/km ²	Margen financiero Depósitos	Oficinas km ²
EUROPA ¹	0,95 M\$	0,054	0,087
ESPAÑA	0,30 M\$	0,082 ²	0,062
EUROPA/ESPAÑA	3,2	0,658	1,403

¹ Dinamarca, Francia, Alemania, Italia, Holanda, año 1984.

² Ajustado por diferencias en el coeficiente de caja, ver apéndice 2.

En resumen, el *performance* de la banca al por menor española se encuentra por debajo del europeo, tanto en términos de servicio como de costes de intermediación. La causa de ello, sin embargo, no cabe atribuirlo al funcionamiento del sistema bancario, al menos según la evidencia proporcionada por este trabajo, sino a una variable de entorno, la baja densidad de la demanda, que no permite un total aprovechamiento de las economías de escala a nivel de oficina.

Un dato que se desprende de la observación del cuadro 1 es que la proporción de Depósitos bancarios sobre el PIB es sensiblemente superior en España al resto de países europeos contemplados (del orden del 30 por 100). Esto significa que la intermediación bancaria es, en términos relativos, superior en España al resto de Europa. Una pregunta pertinente es cuál sería la conclusión sobre el número de oficinas bancarias en España comparativamente con el de Europa para un nivel de intermediación bancaria similar. Para responderla, el modelo de la ecuación (11') se estima de nuevo ajustando el volumen de Depósitos bancarios en España a una cifra 30 por 100 menor que la realmente existente. Los resultados de esta estimación son:

$$\begin{aligned} \text{Ln (Oficinas/Km}^2\text{)} = & -2,298 + 0,345 \text{ Ln (Depósitos /Km}^2\text{)} - \\ & (-12,6) \quad (9,9) \\ & - 0,672 \text{ Italia} - 1,912 \text{ Noruega} + 0,072 D_{82} + 0,123 D_{84} + \\ & (-9,0) \quad (-16,9) \quad (0,85) \quad (1,4) \\ & + 0,154 D_{84} + 0,064 D_{85} - 0,074 D_{86} \\ & (1,7) \quad (0,73) \quad (-0,83) \\ \bar{R} = & 0,974 \quad \text{SSR} = 0,886 \quad \text{SE} = 0,164 \end{aligned}$$

Comparando estos resultados con los de la última columna del cuadro 2, donde el modelo se estima excluyendo a España, el contraste estadístico de la hipótesis nula según la cual España, con una proporción de Depósitos bancarios sobre PIB similar a la del promedio europeo, es una observación perteneciente al modelo bancario europeo, se rechaza al 99 por 100 de significación estadística (valor del estadístico $F = 26,2$ frente a un valor crítico de 3,0). Si la economía española evoluciona hacia niveles de "bancarización", en términos de Depósitos sobre PIB, similares a los europeos, el número de oficinas bancarias en España también debería disminuir para ajustarse a la nueva realidad, estimándose esa disminución entre un 15 y un 20 por 100 del número actualmente existente.

La situación de la banca al por menor en España a mediados de los años ochenta corresponde a la de un sector que ha funcionado en el marco de una economía cerrada, escasamente some-

tida a la competencia exterior. Si la situación continúa en el futuro, no es previsible que se produzcan grandes cambios comparativos en el *performance* del sistema bancario español en relación con otros países de su entorno. Sin embargo, la evolución hacia un mercado único europeo es previsible que altere las condiciones de funcionamiento de la banca al por menor en España, como consecuencia de presiones competitivas que previsiblemente soportarán los tipos de interés interbancarios. El resultado final de todo ello podría ser una convergencia de los márgenes de intermediación de la banca española hacia márgenes europeos. El cuadro 5 simula la variación del número de oficinas bancarias y del coste por oficina para la banca española, como consecuencia de diferentes escenarios en la evolución del margen de intermediación en España, desde una disminución del 10 por 100 hasta otra del 40 por 100, con lo cual se situaría a niveles europeos. La disminución en el número de oficinas que ello provocaría oscila entre el 15 y el 50 por 100, mientras que el mayor tamaño medio de las oficinas restantes significaría un incremento en sus costes operativos entre un 5 y un 25 por 100, debido a las economías de escala detectadas. La disminución neta en los costes operativos totales sería igual a la del margen financiero, suponiendo beneficios extraordinarios iguales a cero.

La simulación anterior se ha realizado suponiendo que se mantienen los parámetros del modelo de competencia en sus valores actuales. Ello no parece una hipótesis del todo realista teniendo en cuenta que las empresas bancarias españolas pueden responder a la amenaza competitiva externa cambiando sus estrategias y consecuentemente los parámetros del modelo. Veamos algunas de estas posibles respuestas.

Cuadro 5. Simulación de cambios en número de oficinas y coste por oficina al reducirse los márgenes financieros de la Banca Española (cifras en porcentajes)

Disminución en el margen financiero en España	Disminución en el número de oficinas	Incremento en coste por oficina
10	15 *	5 **
20	29	12
30	40	18
40	46	23

* La fórmula básica del número de oficinas es $N = [(MF)^{1.5} D]/(f)^{1.5}$; si el margen financiero, MF, es un 90 por 100 del actual, el número de oficinas se verá multiplicado por el factor 0,85, es decir, que disminuye un 15 por 100.

** Una disminución en el número de oficinas del 15 por 100 significa que el tamaño medio de una oficina aumenta en un 17,5 por 100. Por lo tanto, el aumento del coste será $1,17^{0.33} = 1,05$, es decir, el coste aumenta en un 5 por 100.

i) La banca española puede iniciar estrategias ofensivas de expansión europea con el fin de ganar cuota de mercado en la banca al por menor dentro de países con mayor densidad de demanda. De esta forma se superaría la actual situación de especialización geográfica en un mercado nacional cuya baja densidad de demanda supone un *handicap* competitivo importante para el conjunto del sector.

ii) El modelo de competencia espacial supone que la diferencia entre el tipo de interés de préstamos y el tipo de depósitos es lo que cobra el banco al cliente por el servicio que le presta a través de las oficinas.

Si existen restricciones competitivas exógenas al modelo que impiden un ajuste del margen de intermediación hacia los valores que exigiría el equilibrio del modelo, el banco deberá cobrar los servicios que presta de forma explícita. La presión competitiva externa sobre el margen financiero puede obligar a los bancos españoles a buscar ingresos adicionales con los cuales cubrir sus costes de intermediación, siendo las comisiones por servicio la fórmula más habitual para obtener esos ingresos.

iii) La red de oficinas bancarias constituye una red de canales de distribución a través de la cual las empresas pueden distribuir productos financieros y servicios complementarios a los que lleva implícita la banca al por menor. El ejemplo más claro es la venta de pólizas de seguros, actividad ya puesta en marcha por bancos y cajas españolas. Se logrará así una mayor ocupación de la infraestructura disponible y una cobertura adicional para los costes operativos.

iv) Cambios en la tecnología de producción de servicios bancarios al por menor. Los cajeros automáticos, las oficinas móviles (especialmente en zonas rurales), el tele-banco... son algunos ejemplos de respuestas que la banca española puede adoptar con el propósito de sustituir la oficina bancaria tradicional más personalizada por otras formas de acceder a una parte, al menos, de los servicios propios de la banca al por menor y cuyos costes deben ser sensiblemente menores.

5. Conclusión

La comparación del *performance* de la banca española, en relación al de otros países de su entorno europeo, revela un mayor volumen de oficinas en proporción a la demanda y unos mayores costes de intermediación, lo cual ha inducido a calificar el sector bancario español como sobredimensionado e ineficiente. Este trabajo matiza la conclusión anterior advirtiendo que los niveles de eficiencia de la banca española, especialmente en su faceta de banca al por menor, se explican por una variable estructural de la economía española exógena al sector y su funcionamiento, la

densidad de demanda de servicios bancarios. El menor nivel de *performance* atribuido a la banca española en las comparaciones internacionales no ha tenido en cuenta que la densidad de demanda en España es sensiblemente inferior a la de los países comparados, lo cual ha dado lugar a sesgos de apreciación importantes.

La variable estructural densidad de la demanda se revela importante para explicar el funcionamiento y resultados del sector bancario a partir de un modelo de análisis del mismo, construido utilizando la teoría de la competencia espacial. Desde una perspectiva más amplia, el presente trabajo sugiere la importancia de incorporar la variable espacio o territorio en los análisis de la banca al por menor, y no sólo las variables de demanda y oferta (recursos) como habitualmente se ha venido haciendo. Esta reflexión es válida no sólo cuando se hacen comparaciones internacionales, sino también cuando se analiza la dinámica del sector en el interior de un territorio nacional y, como ocurre en España principalmente con las Cajas de Ahorro, existe una cierta especialización geográfica de las entidades en territorios con una densidad de demanda muy desigual.

NOTAS

¹ Tirole (1989, Capítulo 7) y Grossman and Shapiro (1984).

² En el caso de la solución eficiente con competencia imperfecta, ver Grossman y Shapiro (1984).

³ El test se contrasta empleando al estadístico F.

$$F = \frac{(u'u - u'_1 u_1) / m}{u'_1 u_1 / (n-t)}$$

donde $u'u$ es la suma de los cuadrados de los residuos del modelo estimado cuando se incluye España; $u'_1 u_1$ es la citada suma cuando no se incluye España; m es el número de observaciones diferentes entre los dos modelos (seis en este caso); n es el número total de observaciones (cuarenta y dos), y k es el número de variables independientes más una.

⁴ Con el fin de analizar con mayor detalle el comportamiento de la información de España, se ha estimado el modelo con la restricción $\beta = 0$. Esto sería equivalente a escribir

$$\ln(N) = a_0 + a_1 \ln(\text{Depósitos} \times \text{km}^2) + \dots,$$

donde $a_1 = 1$ (ecuación 11'). Ignorando las variables *dummy*, los resultados de la estimación son

$$\ln(N) = -2,802 + 1,406 \ln(\text{Depósitos} \times \text{km}^2) + \dots, \quad \bar{R}^2 = 0,985$$

(-12,5) (45,7)

cundo se incluye España y

$$\ln(N) = -2,363 + 1,006 \ln(\text{Depósitos} \times \text{km}^2) + \dots, \quad \bar{R}^2 = 0,994$$

(-20,2) (54,4)

cuando no se incluye. La hipótesis de que la observación de España se ha generado por el modelo europeo es ahora rechazada ($F = 6,27$, frente a un valor crítico de 2,45). La hipótesis $\beta = 0$ es equivalente a suponer que el coste por oficina es el mismo para todos los países. Cuando se relaja este supuesto, España se acepta como una observación del modelo europeo.

⁵ Esta formulación puede también interpretarse como un "ingenuo" modelo en el que el número de oficinas es simplemente proporcional a la demanda total.

⁶ Nótese que el coeficiente estimado para log (Depósitos) en el primer modelo es 0,409, valor que no difiere de 0,401, estimado en el cuadro 2. Utilizando como variable dependiente un número total de oficinas, o alternativamente las oficinas por kilómetro cuadrado, los resultados no se ven alterados.

APÉNDICE I

Fuentes de datos

La principal fuente de datos utilizada en este trabajo son las publicaciones de la OCDE, Bank Profitability, completadas con otras publicaciones. La lista de países considerados está constituida por Dinamarca, Francia, Alemania, Italia, Holanda, España, Reino Unido y Noruega. La información disponible se encuentra incompleta para Francia y el Reino Unido. En el caso de Francia, las estadísticas de la OCDE no incluyen el grupo de las Cajas de Ahorros. La información sobre el número de oficinas y los depósitos para estas instituciones se ha obtenido de F. J. Valero, "Las Cajas de Ahorros en el Mundo", ICE, Boletín Económico (1990). La información acerca del número de oficinas en el Reino Unido sólo está disponible para 1984, por lo que este país se ha excluido del análisis general.

Las variables Margen Financiero y Depósitos se han obtenido a partir de los ítems Ingresos Financieros Netos y Depósitos no Bancarios, respectivamente, tal y como aparecen en las publicaciones de la OCDE. Tanto el tipo de cambio del dólar como el IPC de cada país se han obtenido de OCDE Economic Outlook.

APÉNDICE 2

Ajuste por diferencias en el Coeficiente de Caja

La regulación bancaria en ciertos países europeos obliga a los bancos a mantener cierta proporción de sus depósitos en cuentas especiales en el Banco Central, a tipos de interés inferiores a los de mercado. Mañas (1990, págs. 207-208) estima que los países del sur de Europa (Grecia, Italia, España y Portugal) imponen un coeficiente de caja medio del 16,5 por 100, mientras que los países del norte de Europa tienen unos coeficientes, por término medio, del 1,9 por 100. Como puede verse, esto puede explicar parte de las diferencias en el margen por unidad de depósitos entre los países del sur y el norte de Europa.

Sea $\emptyset$ la proporción de depósitos de los que el banco puede disponer libremente, y $(1 - \emptyset)$ la proporción que debe mantener en cuentas especiales. El margen financiero explicado por el modelo podría escribirse como:

$$\frac{\text{Ingresos Financ.}}{\text{Depósitos libres}} - \frac{\text{Gastos Financ.}}{\text{Depósitos}} = \frac{\text{Ingresos Financ.}}{\emptyset \text{ Depósitos}} - \frac{\text{Gastos Financ.}}{\text{Depósitos}}$$

La medida de margen realmente empleada es

$$\frac{\text{Ingresos Financieros} - \text{Gastos Financieros}}{\text{Depósitos}}$$

Tenemos, por lo tanto,

$$\begin{aligned} & \frac{\text{Ingresos Financieros} - \text{Gastos Financieros}}{\text{Depósitos}} = \\ & = \frac{(\text{Ingresos Financieros})}{\text{Depósitos}} - \frac{(\text{Gastos Financieros})}{\text{Depósitos}} = \frac{\text{Ingresos Financieros} (1 - \emptyset)}{\text{Depósitos}} \\ & \text{El término } \frac{\text{Ingresos Financieros} (1 - \emptyset)}{\text{Depósitos}} \text{ es creciente con el coeficiente} \end{aligned}$$

coeficiente de caja, y de signo negativo. Esto supone que los países con mayor coeficiente de caja tendrán un menor margen del estimado por la variable explicativa, tal y como se ha puesto de manifiesto en el análisis empírico.

Consideremos, por ejemplo, el caso de España. El valor de Ingresos financieros/Depósitos es aproximadamente 0,14. Para un valor de $\emptyset$ igual a 0,85, tenemos:

$$\frac{\text{Ingresos Financieros} (1 - \emptyset)}{\text{Depósitos } \emptyset} = (0,14 \times 0,15) / 0,85 = 0,025$$

Por otro lado, el ratio Ingresos financieros/Depósitos es igual a 0,057, un 70 por 100 inferior al previsto teniendo en cuenta que sólo el 85 por 100 de los depósitos son de libre disposición ($0,057 / (0,057 + 0,025)$). El valor estimado del coeficiente para la variable *dummy* España es -0,32, lo que quiere decir que el margen previsto por el modelo sería un 72 por 100 ($e^{-0,32}$) menor al previsto si el coeficiente de la variable *dummy* fuera cero. Los resultados del modelo estimado parecen suficientemente consistentes.

BIBLIOGRAFIA

GROSSMAN, G. M. Y SHAPIRO, C. (1984): "Informative Advertising with Differentiated Products", *Review of Economic Studies*.

MAÑAS, L. A. (1990): "El Sector Bancario ante el Mercado Unico: Reflexiones Críticas", *Papeles de Economía Española*, n.º 44.

OCDE (1988): "Bank Profitability, Statistical Supplement" (1981-1986).

TIROLE, J. (1988): "The Theory of Industrial Organization", MIT Press.

TORRERO, A. (1976): "Repercusión de los Costes de la Expansión bancaria en España", *Investigaciones Económicas*, n.º 1.

TORRERO, A. (1988): "La Dimensión del Sistema Bancario Español", *Economistas*, n.º 33.

SALOP, S. C. (1979): "Monopolistic Competition with Outside Goods", *Bell Journal of Economics*, n.º 10.

**DETERMINANTES DEL NUMERO
DE OFICINAS BANCARIAS
EN UN MERCADO.
MODELOS Y ESTUDIO EMPIRICO
DEL CASO ESPAÑOL**

El número de oficinas es una variable que aparece con frecuencia en estudios teóricos y empíricos del sector bancario español. Sin embargo, hasta la fecha, se han aportado muy pocas explicaciones sobre los factores determinantes de las diferencias observadas en el número de oficinas abiertas en unos mercados y otros. Esta ausencia de explicaciones formales y rigurosas es más destacable teniendo en cuenta que el número de oficinas bancarias interviene a la hora de hacer evaluaciones sobre la eficiencia del sistema bancario en su conjunto, o cuando se trata de racionalizar una operación de fusión entre entidades financieras individuales. La constatación de escasez de literatura sobre el tema de determinantes del número de oficinas bancarias en un mercado es extensible al ámbito internacional. Este trabajo, continuación del expuesto en el capítulo anterior, revisa algunos de los trabajos más representativos sobre el tema de oficinas bancarias en el contexto de la actividad de banca al por menor, y presenta los resultados del contraste empírico de un modelo particular de competencia espacial aplicado a esa actividad de banca al por menor, para los mercados geográficos provinciales y autonómicos en España entre 1983 y 1990.

La modelización teórica contempla a las oficinas bancarias como puntos de servicios a los que acude el cliente desde su localización espacial concreta, soportando por el desplazamiento un coste positivo. Este coste es precisamente lo que "diferencia" para cada cliente unas oficinas bancarias de otras y a su vez lo que confiere a la oficina un cierto poder de mercado, es decir, poder para mantener un margen de intermediación positivo. Para un número de oficinas dado, éstas compiten por una cuota de mercado a través de los precios de los servicios que ofrecen a la clientela potencial; la competencia, imperfecta por la razón expuesta, determina un margen de intermediación positivo en el equilibrio. Si este margen es "excesivo", provocará la apertura de oficinas hasta que finalmente todos los beneficios extraordinarios queden eliminados. En la situación estacionaria el modelo explica el margen financiero y la densidad de oficinas en el mercado en función de parámetros exógenos como el coste por desplazamiento que soporta el cliente (grado de diferenciación horizontal), el coste operativo por oficina y la densidad de demanda de servicios. Diferencias en la densidad de oficinas entre mercados responderán, según el modelo, a diferencias en los valores de estos parámetros. El trabajo posterior pone especial énfasis en el papel que juega la densidad de demanda como factor explicativo de los niveles de *performance* de un sistema de banca al por menor evaluados en términos de costes de intermediación y grado de accesibilidad al punto de venta.

Puesto que a lo largo del período estudiado, entre 1983 y 1987, la banca al por menor en España estuvo sujeta a controles sobre tipos de interés en los depósitos, el modelo que se contrasta

para el caso español requiere de ajustes adicionales, en relación al modelo de competencia sin controles externos descrito en el párrafo anterior. Sin embargo, una observación casual de la evidencia disponible sugiere, previamente a contrastes más rigurosos, que los controles aludidos no parece que consiguieron eliminar toda la competencia. En efecto, existe evidencia de que los márgenes financieros de las Cajas de Ahorros difieren entre mercados autonómicos, así como evidencias manifiestas de diferencias en los tamaños medios de las oficinas entre los mismos mercados. Todo ello contrario a la premisa de una ausencia de competencia entre entidades financieras y una homogenización espacial de los márgenes financieros, exógenos a la dinámica competitiva.

Otra característica del modelo básico de competencia espacial es que supone una distribución uniforme de la densidad de demanda en el espacio, la cual no ocurre realmente dentro de cada mercado geográfico en que se divide todo el territorio español. En otros términos, existen diferencias notables en la proporción del territorio habitado en, por ejemplo, Barcelona y Teruel, las cuales deberían tenerse en cuenta a la hora de elegir la dimensión espacial del mercado entre la que se reparte la demanda total en las respectivas provincias. Puesto que la proporción de territorio habitado es difícil de conocer, el trabajo contempla y contrasta el modelo bajo esta premisa. Los resultados del contraste confirman la relevancia del reconocimiento de la no uniformidad en la distribución espacial de la densidad de demanda, así como ponen de manifiesto los sesgos a que puede conducir el ignorar esta variable.

Prescindir de la desigual distribución territorial de la demanda equivale a sobreestimar el espacio que tiene que cubrir la red de oficinas. En comparaciones internacionales del número de oficinas bancarias por países, incluida España, no tener en cuenta esta característica del mercado puede conducir a conclusiones erróneas. Por ejemplo, si la proporción del territorio habitado es la mitad en España que en Alemania y en cambio la dimensión espacial de los dos mercados se mide por la superficie total, la densidad de oficinas prevista para España, *ceteris paribus*, en comparación con Alemania, será mayor que la que le correspondería ajustando por diferencias en la superficie habitable entre los dos países. En Fuentelsaz y Salas (1991) se muestra que el número de oficinas bancarias en España, teniendo en cuenta la densidad de demanda sobre todo el territorio nacional, es comparable con el de otros países de su entorno. Con la evidencia adicional del presente trabajo sobre la previsión del número de oficinas en mercados con notables diferencias en la dispersión territorial de la demanda, si se acepta la hipótesis de que en España la demanda está concentrada en una porción menor del territorio total que en otros países de su entorno, deberíamos concluir que el número de oficinas bancarias en nuestro país está sobredimensionado, en términos relativos.

Como se ha dicho antes, el modelo de competencia espacial propuesto para estudiar la banca al por menor en España explica también el margen de intermediación de equilibrio en un mercado. El margen está inversamente relacionado con la densidad de demanda y por ello las diferencias en la densidad entre mercados deberán ir asociadas necesariamente con las diferencias en los márgenes, incluso en un contexto de competencia libre. En otros términos, la capacidad para segmentar de forma efectiva los mercados geográficos se demuestra como una condición necesaria para que, en condiciones de libre competencia, entidades financieras cuya actividad está concentrada en áreas geográficas de menor densidad de demanda logren la supervivencia a medio plazo. La reflexión es extensible a áreas regionales y nacionales.

La exposición posterior se divide en cinco partes. En la primera se hace una revisión de la literatura sobre modelos explicativos del número de oficinas bancarias en un mercado. Segundo, se presenta la modelización específica que se va a utilizar para el estudio empírico del caso español, en la cual se recogen algunas peculiaridades de la regulación bancaria española. La tercera parte está dedicada al estudio empírico, que se presenta de dos maneras, una más descriptiva y otra incluyendo estimaciones econométricas. Después de una valoración de las implicaciones que se derivan de los resultados obtenidos, el trabajo termina con una síntesis de sus principales conclusiones.

2. Modelos explicativos del número de oficinas bancarias en un mercado

Los análisis comparativos sobre la eficiencia de los sistemas bancarios hacen mención frecuente al número de oficinas a través de las cuales se prestan los servicios a sus clientes, bien refiriéndose a ellas como parte de los recursos empleados en la actividad bancaria, bien como nivel o calidad del servicio que se presta a esos clientes. Sin embargo los modelos o teorías explicativas del número de oficinas bancarias que se abrirán en un mercado, en función de las características relevantes del mismo, son muy escasos¹. El propósito de este apartado es revisar la literatura existente sobre el tema.

La primera referencia destacable, por su influencia en trabajos posteriores, es la Lanzillotti y Saving (1969). Los autores, como gran parte de los que publican en las revistas especializadas de Estados Unidos, tratan de evaluar la influencia sobre la disponibilidad de servicios bancarios en general, de las restricciones existentes a la apertura de nuevas oficinas bancarias y nuevos bancos por parte de la legislación regulatoria en los diferentes Estados americanos. Su análisis, por tanto, parte del reconocimiento de una asociación positiva entre el número de oficinas en un mercado y el nivel de servicio que se presta a los clientes en el mismo. Para explicar diferencias en el nivel de servicio entre

unos mercados y otros, número de oficinas, habrá que tener en cuenta la demanda de servicios de pago, cobro e intermediación vendidos por los bancos, y los costes, junto a otras condiciones de oferta, a que se enfrentan esos bancos (además de las normas regulatorias). Esta idea general se plasma en un modelo analítico que permite después contrastes empíricos. Veamos brevemente la estructura básica de este modelo.

Llamamos D_i la demanda total de servicios bancarios en el mercado geográfico i , $i = 1, \dots, n$. La demanda depende a su vez de la población residente en el mercado, P_i , de las necesidades de servicio de cada habitante, del precio de los servicios, r_i , y del coste, c_i , por acceder a esos servicios (distancia, tiempo de espera, etcétera). Suponiendo que las necesidades de servicios bancarios por habitante están directamente relacionados con el nivel de renta per cápita, Y , la función de demanda que determina, D_i , en promedio y por unidad de tiempo, se expresa por

$$D_i = D(Y_i, P_i, r_i, c_i), \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

donde se supone que $D(\cdot)$ es una función creciente de la renta Y_i y de la población, P_i , y decreciente en los costes r_i y c_i .

Los costes de acceso a los servicios c_i se suponen endógenos y determinados por la distancia media que se debe recorrer, en promedio, para acceder a la oficina más próxima:

$$c_i = h_i(d_{ti}), \quad i = 1, \dots, n \quad (2)$$

donde dt_i es la distancia media; el coste aumenta con la distancia. La distancia media a recorrer, d_{ti} , variará a su vez en función de la mayor o menor concentración espacial de la población, K_i , y del número de oficinas existentes en el mercado, N_i , es decir,

$$d_{ti} = g(K_i, N_i), \quad i = 1, \dots, n \quad (3)$$

La distancia media disminuye y con la concentración K_i , para un número de oficinas dado, y disminuye también con el número de oficinas cuando la concentración de población permanece constante.

Las ecuaciones (2) y (3) conjuntamente implican que los costes de acceso a las oficinas bancarias son una función decreciente de la concentración y el número de oficinas en el mercado:

$$c_i = h(g(K_i, N_i)) = H(K_i, N_i), \quad i = 1, \dots, n \quad (4)$$

Sustituyendo (4) en (1) y suponiendo que r_i es el mismo en todos los mercados, la función de demanda de servicios bancarios se escribe como:

$$D_i = D^*(Y_i, P_i, K_i, N_i), \quad i = 1, \dots, n \quad (5)$$

Hasta aquí la determinación de la función de demanda de servicios. La función de oferta se concreta en el número de oficinas abiertas en el mercado, el cual variará en función de la demanda que se ha de atender y de la concentración de la población atendida, bajo el supuesto de que los costes operativos sean similares entre mercados:

$$N_i = G(D_i, K_i), \quad i = 1, \dots, n \quad (6)$$

siendo $G(\)$ una función creciente en D_i y decreciente en K_i .

Como ya se ha indicado, el objetivo de Lanzillotti y Saving es explicar las diferencias en el número de oficinas N entre Estados. Por ello transforman las ecuaciones (5) y (6) en una ecuación en forma reducida donde N_i es la variable dependiente:

$$N_i = H(Y_i, P_i, K_i), \quad i = 1, \dots, n \quad (7)$$

la cual, como puede comprobarse, será una función creciente en Y_i y P_i , pero decreciente en K_i . A efectos de estimación empírica la función $H(\)$ se expresa en forma multiplicativa:

$$N_i = e^{\beta_0} Y_i^{\beta_1} P_i^{\beta_2} K_i^{\beta_3}, \quad i = 1, \dots, n \quad (8)$$

donde $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$, $\beta_3 < 0$ son parámetros a estimar.

El modelo explicativo del número de oficinas bancarias en un mercado propuesto por Lanzillotti y Saving, y resumido en la ecuación (8), ha sido la principal orientación para un conjunto de trabajos empíricos, los cuales a su vez han sugerido algunas variantes para el mismo. Estas variantes se han centrado en la elección de la variable dependiente y en la forma de medir la concentración de la población, K_i . Los autores que estamos referenciando utilizan como variable dependiente el número de oficinas absoluto, N_i , mientras que la concentración de la población, K_i , se mide por la proporción de población empleada fuera de la agricultura (como proxy del porcentaje de población total que habita en zonas urbanas, considerada una variable más correcta pero de la que no se disponía información).

Las variantes del modelo de Lanzillotti y Saving incluyen a Savage y Humphrey (1979), quienes sustituyen en la medida de concentración de la población, "población fuera de la agricultura" por densidad de población, "habitantes por milla cuadrada de superficie". Seaver y Fraser (1979), por su parte, utilizan como variable dependiente las oficinas por habitante al considerar que ésta es una medida más correcta de accesibilidad a los servicios bancarios que sólo el número de oficinas, y porque es la variable que se utiliza en los procedimientos regulatorios; en cuanto a las variables explicativas la lista se extiende hasta cuarenta, muchas de ellas claramente interrelacionadas, con el propósito de recoger el mayor número de factores diferenciales en la accesibilidad

a los servicios bancarios entre unos mercados y otros. Evanoff (1988) también elige una medida de accesibilidad a los servicios bancarios como la variable relevante a explicar, en contraste con el número de oficinas absolutas. Sin embargo critica la medida utilizada por Seaver y Fraser, habitantes por oficina, y propone en su lugar oficinas por unidad de superficie, milla cuadrada, al considerar que la densidad de oficinas por unidad de superficie es lo que determinará la distancia media entre oficinas y con ella el coste de desplazamiento hasta esas oficinas para los clientes bancarios. Evanoff utiliza las variables explicativas básicas propuestas por Lanzillotti y Saving, pero mide la concentración de la población a través del porcentaje de personas que viven en zonas urbanas. Además, Evanoff sustituye el estado por la comarca (*county*) como medida relevante de mercado geográfico, por considerar que mercados más pequeños presentarán una mayor homogeneidad en la distribución de la población y las oficinas a lo ancho del territorio.

Los contrastes empíricos del modelo de Lanzillotti y Saving, así como sus variantes, han confirmado en general las hipótesis de partida: el número de oficinas bancarias y/o la accesibilidad a las mismas en un determinado mercado geográfico aumenta con la población y la renta per cápita en el mismo, pero disminuye con una mayor concentración de la población. Menos unanimidad existe, en cambio, acerca del impacto final de la regulación sobre apertura de nuevas oficinas y bancos en el nivel de servicio proporcionado al cliente.

Aunque con unos objetivos más descriptivos y menos preocupados por explicar el porqué de las evidencias observadas, la utilización de un modelo estructural que relacione el número de oficinas bancarias con variables de demanda de servicios ha sido también el medio más frecuente para analizar el número de oficinas bancarias en España comparativamente con otros países de su entorno (Torrero, 1976, 1988). En estos análisis el número de oficinas bancarias se ha relacionado con el volumen de recursos utilizado para prestar los servicios bancarios y satisfacer la demanda, sin mención explícita apenas del número de oficinas como determinante de la accesibilidad al servicio. Por el contrario, el fin último era evaluar la productividad o eficiencia del sector bancario español, comparativamente a otros países, a través de calcular el cociente entre medidas de demanda o *output* (PIB, población) y medidas de recursos o *inputs* (número de oficinas, personas empleadas en el sector). La variable concentración de la población, como factor explicativo de las diferencias en el número de oficinas bancarias abiertas en un mercado, no ha sido tomada en cuenta de forma explícita en los análisis empíricos, aunque teóricamente se le ha reconocido su relevancia (Torrero, 1976, pág. 151).

Hasta aquí el resumen sintético de algunos modelos más o menos explícitos a través de los cuales se han tratado de explicar

empíricamente las diferencias en el número de oficinas bancarias entre mercados. La característica común de todos ellos es que están dominados por el empirismo y en cambio carecen de una sólida base conceptual o teórica. El paso siguiente será ocuparnos de otros modelos que tienen una base teórica más sólida.

Damien A. Neven (1990) aporta algunas reflexiones sobre la evolución en el número de oficinas bancarias en Europa tras la consecución del Mercado Unico, apoyándose para ello en la teoría de la localización y la teoría de la competencia imperfecta en general. Neven parte de un supuesto sobre la situación de la banca al por menor en Europa antes de 1992, caracterizada por la ausencia de competencia efectiva en precios, tipos de interés, dado que los mercados nacionales están segmentados y en cada país se practica una colusión bastante generalizada. Los modelos de competencia espacial a la Hotelling predicen que, en ausencia de competencia en precio, las empresas utilizan como variable competitiva el punto de localización, en este caso el lugar donde abren sus oficinas bancarias. La teoría predice que esa localización se concentrará por parte de todas las empresas en un punto, es decir, todos los bancos tendrán incentivos a localizar sus oficinas muy próximas entre sí. En segundo lugar, Neven contempla a la densidad de la red de oficinas como un aspecto de la calidad de servicios proporcionados a los clientes bancarios; si los bancos no compiten en precios, es previsible que sí lo hagan en términos de calidad, y en este supuesto la apertura de nuevas oficinas sería la forma en que esa competencia se vería materializada. ¿Hasta cuándo se producirá esa expansión en el número de oficinas? Hasta que deje de ser rentable, lo cual ocurrirá cuando el margen financiero iguale al coste marginal de la última oficina. Si estos costes son similares entre mercados, países, la densidad de la red de oficinas bancarias en un mercado variará directamente con el margen financiero (diferencia entre tipo de interés de préstamos y tipo de depósitos); las diferencias en márgenes explicarían buena parte de las diferencias en el número de oficinas bancarias entre países.

El Mercado Unico Europeo es previsible que introduzca competencia en precios entre los proveedores de servicios bancarios. Esta nueva realidad competitiva alteraría el *statu quo* y, de nuevo, la teoría de la localización es útil para conocer cuáles serán los cambios previsibles. Con competencia en precios la aglomeración de oficinas en un punto del espacio ya no es la solución de equilibrio (D'Aspremont y otros, 1979), por lo cual es de esperar que el *statu quo* actual se rompa y se observe una recolocación de oficinas bancarias aumentando su dispersión espacial y con ello la distancia media entre oficinas. En segundo lugar, Dixit (1979) demuestra que cuando las empresas compiten sólo en calidad, el nivel de calidad resultante en el equilibrio será mayor que el que se alcanza cuando la competencia incluye también a la variable precio. La evolución hacia una situación de competencia generalizada en precio deberá alterar también el número de ofi-

cinas bancarias, además de su distribución espacial: el ajuste a la baja en el nivel de calidad que predice el modelo para el nuevo equilibrio, así como el estrechamiento de los márgenes financieros, fruto de la lucha competitiva, son dos factores que presionan para que el número de oficinas bancarias disminuya después de 1992, tanto más cuanto mayor haya sido la colusión en precios y mayor la competencia en calidad (apertura de nuevas oficinas) en un determinado país.

Estudiar los determinantes del número de oficinas bancarias en un mercado a partir de la teoría de la localización/competencia espacial tiene ventajas frente a la modelización *ad hoc* en cuanto que obliga a una mayor precisión en la especificación de las hipótesis, fruto de la cual después es posible un mayor rigor en el análisis y una mayor concreción en las predicciones ante cambios en el entorno del modelo. Sin embargo la teoría de la localización no ha sido contrastada empíricamente en lo que se refiere a explicar el número de oficinas bancarias en los diferentes países europeos, más allá de algunas observaciones genéricas y asociaciones causales que realiza Neven a lo largo de la exposición. En segundo lugar, las predicciones y resultados de la teoría de la localización son sensibles a la especificación inicial del modelo (Tirole, 1988, cap. 7), con lo cual deberán tomarse con cautela predicciones derivadas de una especificación concreta que no haya sido posteriormente contrastada empíricamente con un cierto rigor. Este doble propósito de disponer de una base teórica sólida y al mismo tiempo contrastar empíricamente las predicciones de la teoría, es lo que está detrás del trabajo expuesto en el capítulo anterior. Allí se utiliza como punto de partida la competencia espacial o teoría de la localización, pero la representación lineal del espacio utilizada por Hotelling e implícitamente por Neven se sustituye por la representación circular de Salop (1979), cuyas ventajas para superar ciertos problemas técnicos de existencia del equilibrio son bien conocidas. La resolución del modelo permite clarificar cuáles son las variables endógenas y exógenas del modelo bajo diferentes supuestos sobre las modalidades de competencia, y de este modo ayuda en gran medida a orientar el trabajo de contraste empírico posterior. El apartado siguiente lo dedicaremos a exponer los aspectos más relevantes del modelo, principalmente aquellos en que se apoya el análisis empírico posterior.

3. Modelo de competencia espacial aplicado a banca al por menor

47

El modelo de competencia espacial para explicar el número de oficinas bancarias en un mercado se halla descrito con detalle en el capítulo anterior. En él se supone que el mercado geográfico está representado por la circunferencia de un círculo, a lo largo de la cual se distribuye uniformemente una densidad de demanda igual a d , expresada en depósitos bancarios. Cada cliente localizado en un punto de la circunferencia soporta un coste t por unidad de distancia que debe recorrer hasta llegar a la oficina bancaria más próxima. Las oficinas bancarias se hallan distribuidas de forma equidistante a lo largo de la circunferencia en número n por unidad normalizada de extensión geográfica del mercado. El papel de las oficinas es captar depósitos y canalizarlos hacia oportunidades de inversión, las cuales se perciben en forma de una demanda perfectamente elástica de fondos a un tipo de interés r .

Se contemplan dos supuestos competitivos². En el primero las empresas deciden el tipo de interés que desean pagar por los depósitos maximizando su beneficio para una función de demanda dada, en la que interviene el tipo de interés pagado por las demás entidades. La solución en términos de tipos de interés resultantes requiere utilizar la noción de equilibrio que en nuestro caso es el de equilibrio Nash-Cournot. La solución resultante se expresa por

$$r - r_D^* = \frac{t}{n} \quad (1)$$

donde r_D^* es el tipo de interés de equilibrio para los depósitos. La ecuación (1) determina, por tanto, el margen financiero unitario de equilibrio para un número dado de oficinas; como puede comprobarse, el margen de equilibrio aumenta con el coste por unidad de distancia, t , y en general con el grado de diferenciación de producto implícito en el modelo y recogido a través del parámetro t .

En el segundo supuesto competitivo los tipos de interés de los depósitos son fijados exógenamente por el regulador, de forma que el margen financiero puede considerarse dado e igual a $r - r_D = m$.

Si existe libertad de apertura de oficinas, las entidades de crédito variarán n mientras con ello consigan aumentar sus beneficios. En el equilibrio, el número de oficinas será aquel para el cual se iguala el beneficio marginal y el coste marginal. El primero, beneficio marginal, variará en función de cuál sea el margen financiero de equilibrio. Cuando la competencia en tipos de interés es libre, el beneficio resultante de la oficina marginal n^* será

$$(r - r_D^*) \frac{d}{n^*} = \frac{t \cdot d}{n^{*2}} \quad (2)$$

mientras que si el margen financiero es exógeno tendremos

$$(r - r_D) \frac{d}{n_R} = m \frac{d}{n_R} \quad (2')$$

El coste de apertura y funcionamiento de una oficina se supone que varía según su tamaño medido en volumen de depósitos:

$$\text{Coste por oficina} = f \left(\frac{d}{n} \right)^\beta \quad (3)$$

donde f y β son parámetros. Igualando (2) y (2') con (3) y resolviendo para n se obtiene:

$$n^* = (t/f)^{1/(2-\beta)} d^{(1-\beta)/(2-\beta)} \quad (4)$$

$$n_R = (m/f)^{1/(1-\beta)} d \quad (4')$$

Sustituyendo (4) en (1) se obtiene a su vez el margen financiero de equilibrio a largo plazo, cuando el número de oficinas es endógeno:

$$r - r_D^* = t/n^* = t^{(1-\beta)/(2-\beta)} f^{1/(1-\beta)} d^{-(1-\beta)/(2-\beta)} \quad (5)$$

Las ecuaciones (4) y (5) constituyen el resultado básico del modelo de competencia espacial. Como puede comprobarse, y de acuerdo con ellas, el número de oficinas de equilibrio es una función de los parámetros de coste t y f , así como de la densidad de demanda d , de tal forma que para valores razonables de β , $0 \leq \beta \leq 1$, n^* es creciente con t y d , pero decreciente con el coste de operación de la oficina, recogido en f . Por otra parte, el margen financiero de equilibrio aumenta con t y f , pero disminuye con la densidad de demanda d ; es decir, la elasticidad del margen de equilibrio con respecto a la densidad es negativa.

El parámetro β mide la elasticidad de costes por oficina (variación relativa en el coste total al variar en un punto porcentual el tamaño). Cuando la elasticidad de costes es cero, todos los costes son fijos, y los costes medios unitarios son siempre decrecientes; si la elasticidad de costes es igual a uno, los costes unitarios son constantes y las economías de escala a nivel de oficina serán nulas. Si $\beta = 0$, el número de oficina de equilibrio será

$$n^* = (t/f)^{1/2} d^{1/2}$$

o bien en valor absoluto:

$$N^* = n^* \cdot L = (t/f)^{1/2} (D \cdot L)^{1/2}$$

donde L es la dimensión espacial del mercado y D la demanda total. La elasticidad de la densidad de oficinas con respecto a la densidad de demanda es igual a $1/2$, mientras que el número absoluto de oficinas en un mercado varía proporcionalmente a la

media geométrica del volumen de demanda y la superficie de ese mercado. Un valor de $\beta = 1$, por el contrario, implica

$$n^* = (t/f)$$

$$N^* = (t/f) L$$

es decir, la densidad de oficinas es ahora independiente de la densidad de demanda o, en otros términos, el número absoluto de oficinas es proporcional a la superficie del mercado. Bajo rendimientos de escala constantes en la prestación de servicios bancarios, el tamaño de la oficina es irrelevante y el número de oficinas depende únicamente de la dimensión espacial del mercado para unos parámetros t y f dados. Valores de $\beta > 1$ indicarían rendimientos de escala decrecientes a nivel de oficina bancaria, hipótesis excluida en el presente trabajo.

Relación con modelos resumidos en el apartado anterior

Resulta de interés relacionar los resultados del modelo teórico expuesto en este apartado con los modelos que han sido utilizados implícita o explícitamente en otros trabajos y que fueron revisados en el epígrafe anterior. Por ello expresaremos primero las ecuaciones (4) y (4') en forma abreviada y distinguiendo entre número relativo, n , y absoluto, N , de oficinas:

$$n^* = A d^\gamma, \quad N^* = A D^\gamma L^{1-\gamma} \quad (4)$$

$$n_R = B d, \quad N_R = B \cdot D \quad (4')$$

donde $A = (t/f)^{1/(2-\beta)}$, $\gamma = (1-\beta)/(2-\beta)$, $B = (t/f)^{1/(1-\beta)}$.

En segundo lugar, necesitamos una expresión para la demanda de servicios. El modelo expuesto considera que la demanda D expresa el volumen de depósitos bancarios. Los modelos anteriores, en cambio, hacían depender esa demanda de la población y la renta per cápita. Para reconciliar las dos situaciones supondremos que D es función de estas dos variables según la expresión:

$$D = (P Y)^\delta$$

donde, como antes, P expresa la población del mercado, Y la renta per cápita y δ es un parámetro positivo. Esencialmente, la función indica que los depósitos son una función creciente de la renta total. Si L representa la superficie del mercado, la densidad de demanda se expresa por

$$d = D/L = \frac{P^\delta \cdot Y^\delta}{L}$$

es decir, en la expresión interviene ahora la densidad de población del mercado.

Sustituyendo D y d en las ecuaciones anteriores que determinan los valores de n y N se obtiene

$$n^* = A P^{\delta\gamma} Y^{\delta\gamma} L^{-\gamma} = A P^{(\delta-1)\gamma} Y^{\delta\gamma} \left(\frac{P}{L}\right)^{\gamma} \quad (6)$$

$$N^* = A P^{\gamma\delta} Y^{\delta\gamma} L^{1-\gamma} = A P^{1+\gamma(\delta-1)} Y^{\delta\gamma} \left(\frac{P}{L}\right)^{\gamma-1} \quad (7)$$

$$n_R = B \frac{P^{\delta} Y^{\delta}}{L} = B P^{\delta-1} Y^{\delta} \frac{P}{L} \quad (8)$$

$$N_R = B P^{\delta} Y^{\delta} = B (P Y)^{\delta} = B D \quad (9)$$

La ecuación (7) se corresponde con la propuesta por Lanzillotti y Saving, según la cual el número absoluto de oficinas bancarias en un mercado es una función exponencial multiplicativa de la población, la renta per cápita y la densidad de población. Puesto que $\gamma < 1$, es fácil comprobar que la elasticidad de N_R con respecto a la población y la renta es positiva, mientras que con respecto a la densidad de población será negativa, confirmándose así las hipótesis de Lanzillotti y Saving sobre los signos de estas elasticidades. La ecuación (6) determina la densidad de oficinas por unidad de superficie, variable que Evanoff considera una medida indicativa de la accesibilidad a los servicios bancarios (calidad de servicio). Nuestro modelo predice que la accesibilidad a los servicios bancarios es una función no decreciente ($\gamma \geq 0$) de la densidad de demanda; en términos de las variables población, renta y densidad de población, se comprueba que será una función creciente de la renta per cápita y la densidad de población, pero el signo de la elasticidad de la densidad de oficinas con respecto a la población será positivo, negativo o nulo según $\delta > 1$, $\delta < 1$ o $\delta = 1$, respectivamente. Referente a los trabajos españoles que han explicado las oficinas bancarias en función de variables de demanda como el PIB, nótese que, según la ecuación (9), el número absoluto de oficinas es proporcional a la demanda cuando el margen financiero es exógeno. En otros casos, comparar (N^*/D) entre mercados, introducirá sesgos dado que $(N^*/D)A/d^{1-\gamma}$ y por tanto el valor N^*/D será más alto en mercados, como el español, donde la densidad de demanda es comparativamente más baja.

Hasta aquí la relación entre los resultados de nuestro modelo teórico y los modelos de raíz empírica presentados en otros trabajos. La comparación con el análisis teórico de Neven es igualmente relevante. Nótese, en primer lugar, que Neven utiliza una dimensión espacial del mercado que se corresponde con una línea recta de longitud finita, mientras que aquí se ha supuesto que la configuración espacial del mercado es la circunferencia de un círculo. La primera consecuencia de este cambio en la configuración espacial del mercado es que el efecto aglomeración de oficinas en un punto ya no se produce y la distribución final de

oficinas será simétrica a lo largo de la circunferencia. Segundo, el número de oficinas y el margen financiero han sido derivados aquí de forma explícita a partir de hipótesis previamente establecidas sobre la naturaleza de la competencia, con lo cual se facilita el análisis de las relaciones entre variables y se evitan errores de apreciación. Así, por ejemplo, Neven, pág. 165, señala: "cabe esperar que, todo lo demás igual, países con baja densidad (de población) muestren un número más alto de habitantes por oficina". Sin embargo, nuestro modelo predice que las mayores cifras de habitantes por oficina se producirán en mercados con mayor densidad de población, cuando los márgenes se determinan competitivamente, mientras que las dos variables no mostrarán relación alguna si los márgenes son exógenos.

En efecto, suponiendo, como Neven, que el coste por oficina es fijo, $\beta = 0$, nuestro modelo predice que

$$N^* = (t/f)^{1/2} (D/L)^{1/2}$$

por tanto,

$$\frac{P}{N^*} = (f/t)^{1/2} \left(\frac{P}{D}\right)^{1/2} \left(\frac{P}{L}\right)^{1/2}$$

Si los parámetros f y t y los depósitos por habitante son iguales entre mercados, los habitantes por oficina son una función creciente de la densidad de población (P/L). Cuando el tipo de interés es exógeno el número de oficinas no depende de la superficie, y por tanto la densidad de población no intervendrá en el cociente P/N_R .

Los sesgos que atribuimos a la comparación de (N^*/D) entre mercados, por no tener en cuenta diferencias en la densidad de demanda son también atribuibles a la comparación entre márgenes financieros que hace Neven. Para f y t dados, el margen financiero varía inversamente con la densidad de demanda (ecuación (5)), por tanto, *ceteris paribus*, deberán observarse márgenes más altos en países de menor densidad, aunque f y t sean iguales. Esta observación introduce también la comparación entre márgenes financieros, y por tanto indirectamente entre número de oficinas, con o sin competencia en precios (tipos de interés). Habitualmente se ha supuesto que el margen financiero sin competencia es más alto que con competencia, porque el tipo de interés r será el mismo, mientras que el tipo a pagar por los depósitos bancarios será más bajo cuando no hay competencia. Sin embargo, puede ocurrir que la regulación se extienda también a los tipos de interés de las operaciones de activo y por tanto, en ese caso, r sería más bajo con regulación, lo cual dejaría el efecto final sobre el margen indeterminado. Además, el margen financiero con competencia es, en equilibrio, función de la densidad de demanda en el mercado; si esta densidad difiere entre unos países y otros, mientras la banca al por menor continúe especializada por país, el margen financiero de equilibrio con com-

petencia también será diferente entre unos países y otros. Es decir, la previsión que la unificación del mercado interior europeo hará converger los márgenes financieros de todos los países hacia el margen más bajo antes de la integración, no parece acertada en tanto en cuanto es previsible que continúe durante bastante tiempo una segmentación efectiva de los mercados bancarios al por menor en mercados nacionales atendidos por una banca nacional.

4. Modelización de los determinantes del número de oficinas bancarias en España

El objetivo final de este trabajo es estudiar los determinantes del número de oficinas bancarias en España. Para ello buscamos un modelo que oriente el trabajo empírico a realizar, búsqueda en la cual debe ayudarnos la revisión de la literatura y la exposición del modelo de competencia espacial realizadas en apartados previos. Tal como se ha demostrado, el modelo de competencia espacial incluye como casos particulares a los modelos de base empírica utilizados en otros trabajos y por ello el modelo de competencia espacial será la referencia principal del presente apartado.

Dentro del modelo de competencia espacial se ha establecido la distinción entre competencia en tipos de interés y control sobre tipos de interés (regulatorio o colusivo), lo cual equivale en la formulación del modelo a considerar, que el margen financiero es exógeno. En España ha existido algún tipo de control regulatorio sobre los tipos de interés hasta 1987, año en que se eliminan los últimos. El cuadro I muestra cuál ha sido el calendario de cancelación sucesiva de los controles sobre tipos de interés en operaciones de depósitos y créditos. Como puede comprobarse, el último control sobre el tipo de interés de los créditos se termina en 1981, año en el cual se liberalizan también los tipos de interés para operaciones de depósito a corto plazo, siempre que el volumen de las mismas supere el millón de pesetas. Si se contempla el período comprendido en las décadas de los sesenta y ochenta, los años 1975, 1978, 1981 y 1987 marcan fechas de cambios en los controles regulatorios sobre tipos de interés.

El conjunto del territorio nacional tal vez no sea la unidad de mercado geográfico más adecuada para estudiar las oficinas bancarias en España debido a que las Cajas de Ahorros, hasta 1988, tuvieron limitada su expansión, en cuanto a apertura de nuevas oficinas, fuera de una zona geográfica delimitada. Teniendo en cuenta que las Cajas de Ahorros concentran buena parte de su actividad en la banca al por menor, la segmentación geográfica de sus actividades en mercados geográficos limitados sugiere la conveniencia de sustituir el territorio nacional por mercados más

	Año en que se eliminan los controles
<u>Depósitos</u>	
A la vista	1987
A tres meses	1987
Más de seis meses a un año (<1 millón)	1987
Más de seis meses a un año (>1 millón)	1981
Más de un año a dos años	1978
Más de dos años	1975
<u>Créditos</u>	
A la vista	1981
A tres meses	1981
Más de seis meses a un año	1981
Más de un año a dos años	1978
Más de dos años a tres años	1975

Fuente: Pedro Martínez Méndez (1991, pág. 241).

reducidos, como puede ser la provincia o la comunidad autónoma. El cuadro 2 muestra cómo efectivamente existe una notable dispersión entre la accesibilidad al servicio, densidad de oficinas, entre unas comunidades autónomas y otras, al igual que ocurre entre márgenes de intermediación. El análisis empírico posterior deberá tratar de explicar esas diferencias en el marco del modelo propuesto.

Cuadro 2. Accesibilidad y costes de intermediación por Comunidad Autónoma en España; promedio 1983-1985

Comunidad Autónoma	Densidad de oficinas	Margen financiero relativo (1)
Andalucía	0,0200	0,626
Aragón	0,0110	0,400
Asturias	0,0124	0,520
Baleares	0,0481	0,439
Canarias	0,0316	0,502
Cantabria	0,0206	0,475
Castilla y León	0,0101	0,526
Castilla-La Mancha	0,0081	0,585
Cataluña	0,0893	0,446
Extremadura	0,0085	0,655
Galicia	0,0207	0,404
Madrid	0,0737	0,491
Murcia	0,0211	0,474
Navarra	0,0196	0,455
País Vasco	0,0901	0,400
La Rioja	0,0411	0,423
Valencia	0,0448	0,447

(1) Calculado con ingresos y costes financieros de Cajas de Ahorros.
Elaboración propia.

El control sobre tipos de interés sugiere que la banca al por menor en España se ha desarrollado en condiciones de ausencia de competencia en precios. Sin embargo, como indica el cuadro 1, la regulación o control sobre tipos de interés ha sido parcial desde 1975. Por otra parte, la evidencia del cuadro 2 sobre diversidad de márgenes financieros entre comunidades autónomas es contraria a la hipótesis de que el control sobre tipos de interés elimina cualquier competencia en precios entre entidades, dado que el control sobre tipos ha afectado por igual a todas ellas. La modelización posterior tendrá en cuenta estas observaciones y supondrá que existen dos clases de depósitos, demanda, una con tipos de interés regulados y consecuentemente con margen financiero, m , exógeno y la otra cuyo margen financiero se establece competitivamente y por tanto será igual a t/n .

Sea α , $0 \leq \alpha \leq 1$ la proporción de depósitos totales para los cuales el tipo de interés está controlado y el margen financiero es exógeno. La condición de beneficio marginal cero para la última oficina abierta en el mercado se expresa por

$$\alpha m \frac{d}{n} + (1 - \alpha) \frac{t}{n} \frac{d}{n} - f \left(\frac{d}{n} \right)^\beta = 0 \quad (10)$$

La solución de n en función de la densidad ya no es factible de forma explícita. Alternativamente supondremos que existe una función implícita de n en función de d y estudiaremos sus propiedades.

Proposición. Si $0 \leq \beta \leq 1$, la ecuación (10) implica que n es una función no decreciente y cóncava en la densidad de la demanda, d .

Para probar esta proposición probamos que la primera derivada de n con respecto a d es positiva, mientras que la segunda es negativa. La ecuación (10) puede transformarse en

$$\alpha m n + (1 - \alpha) t - f d^{\beta-1} n^{2-\beta} = 0 \quad (11)$$

Diferenciado totalmente con respecto a d :

$$\alpha m \frac{dn}{dd} - f(\beta - 1) d^{\beta-2} n^{2-\beta} - f d^{\beta-1} (2 - \beta) n^{1-\beta} \frac{dn}{dd} = 0$$

de donde resolviendo para dn/dd :

$$\frac{dn}{dd} = \frac{f(\beta - 1) d^{\beta-2} n^{2-\beta}}{\alpha m - f d^{\beta-1} (2 - \beta) n^{1-\beta}} \geq 0$$

puesto que $\beta \leq 1$ por hipótesis, lo cual implica que el numerador es positivo; en cuanto al denominador, la ecuación (11) y $\beta \leq 1$ ($2 - \beta \geq 1$) implican que su signo es también negativo.

Derivando de nuevo con respecto a d:

$$\begin{aligned}
 m \propto \frac{d^2 n}{dd^2} - f(\beta-1)(\beta-2) d^{\beta-3} n^{2-\beta} - f(\beta-1)(2-\beta) n^{1-\beta} \frac{dn}{dd} - \\
 - f(\beta-1) d^{\beta-2} (2-\beta) n^{1-\beta} \frac{dn}{dd} - f d^{\beta-1} (2-\beta)(1-\beta) \left(\frac{dn}{dd}\right)^2 n^{-\beta} - \\
 - f d^{\beta-1} (2-\beta) n^{1-\beta} \frac{d^2 n}{dd^2} = 0
 \end{aligned}$$

Resolviendo para $d^2 n/dd^2$:

$$\frac{d^2 n}{dd^2} = \frac{f(\beta-1)(\beta-2) d^{\beta-3} n^{2-\beta} \left(1 - \frac{d}{n} \frac{dn}{dd}\right)^2}{\alpha m - f d^{\beta-1} (2-\beta) n^{1-\beta}} \leq 0$$

puesto que el numerador es no negativo ($\beta \leq 1$) y el denominador es negativo, según vimos al resolver para (dn/dd) .

En el trabajo empírico postulamos una función logarítmica lineal entre densidad de oficinas y densidad de demanda, como la función cóncava que recoge la relación básica entre las dos variables:

$$\ln n = a_1 + a_2 \ln d \quad (12)$$

donde a_2 es la elasticidad de la densidad de oficinas a cambios en la densidad de demanda. El valor estimado de a_1 permitirá contrastar algunas de las hipótesis que han estado subyacentes en la exposición anterior.

En efecto, de la ecuación implícita (11) obtenemos En/d , la elasticidad entre las variables densidad de oficinas y densidad de demanda:

$$En/d = \frac{dn}{dd} \frac{d}{n} = \frac{f(\beta-1) d^{\beta-1} n^{1-\beta}}{\alpha m_n - f d^{\beta-1} (2-\beta) n^{1-\beta}}$$

i) Competencia en tipos de interés para créditos y depósitos. En nuestra notación esto significa $\alpha = 0$; sustituyendo en la expresión de la elasticidad:

$$En/d = \frac{(1-\beta)}{(2-\beta)} \quad \text{para } \alpha = 0$$

ii) Control sobre todos los tipos de interés en operaciones de créditos y depósitos, o margen financiero exógeno. El modelo recoge esta situación atribuyendo a α un valor igual a uno.

Teniendo en cuenta (11):

$$En/d = \frac{f(\beta - 1) d^{\beta-1} n^{2-\beta}}{-(1-\alpha) t - f d^{\beta-1} (1-\beta) n^{2-\beta}} \quad (13)$$

Sustituyendo $\alpha = 1$ se obtiene:

$$En/d = 1, \quad \text{para } \alpha = 1$$

iii) Valores de En/d en el intervalo $0,5 < En/d < 1$ aportan evidencia de que $0 < \alpha < 1$.

Para $\alpha = 0$, el valor máximo de En/d es 0,5 y se produce cuando $\beta = 0$, todos los costes fijos. Por otra parte (13) implica que En/d es una función creciente de la proporción α de depósitos cuyo tipo de interés está controlado. Por tanto si $En/D > 0,5$, α debe ser positiva. Nótese, sin embargo, que α positiva no implica necesariamente que la elasticidad deba ser mayor que 0,5, pues sólo sabemos que será mayor que $(1-\beta)/(2-\beta)$, cuyo valor depende de β .

iv) Rendimientos de escala constantes a nivel de oficina. Esta hipótesis implica en nuestro modelo $\beta = 1$. Sustituyendo $\beta = 1$ en (13) se obtiene $En/d = 0$. Por tanto,

$$En/d = 0, \quad \text{para } \beta = 1$$

5. Resultados del estudio empírico

La exposición se dividirá en dos partes, la primera dedicada a presentar un panorama descriptivo de las principales variables del modelo, y la segunda dedicada a la estimación de los parámetros relevantes del mismo.

El cuadro 3 muestra la evolución temporal para Bancos, Cajas y Cooperativas de Crédito del número de oficinas, volumen de depósitos y cociente entre ambos, de 1976 a 1990. La observación de este cuadro permite una primera aproximación al análisis de la actividad de banca al por menor en España en este período. Destaca en primer lugar el desigual ritmo en la apertura de oficinas que se observa entre Bancos y Cajas. Los Bancos tienen prácticamente el mismo número de oficinas en 1984 que en 1990, mientras que a mediados de los años setenta el número de oficinas era el 60 por 100 del actual. En otros términos, los Bancos abren el 40 por 100 de sus oficinas actuales entre mediados de los setenta y mediados de los ochenta, mientras que en los úl-

timos cinco años, hasta 1990, el número de oficinas permanece prácticamente invariable. El crecimiento de las oficinas de las Cajas de Ahorros, en cambio, es más regular en el tiempo, mientras que las Cooperativas de Crédito aumentan sus oficinas hasta mediados de los años ochenta, para a partir de esos años reducir el número paulatinamente.

De acuerdo con la lógica del modelo descrito en este trabajo, la evolución de las oficinas bancarias debería explicarse por la evolución del nivel de demanda de servicios que expresamos por el volumen de depósitos. El cuadro presenta en su bloque central la evolución de estos depósitos, expresados en pesetas constantes de 1980. Las cifras muestran cómo el volumen de depósitos en pesetas constantes de la Banca española descende incluso en valor absoluto durante algunos años, 1984 y 1985, en comparación con cifras de años anteriores. Sólo a finales de los años ochenta parece observarse una tendencia positiva clara en los depósitos de Bancos, la cual probablemente no será ajena a la introducción de las supercuentas y el consiguiente incremento en la remuneración de los depósitos. Las Cajas de Ahorros también muestran un estancamiento en la cifra de depósitos totales durante varios años (entre 1976 y 1983), pero a partir de este último año el ritmo de crecimiento positivo es sostenido. Los depósitos de cooperativas crecen regularmente desde 1980.

De las observaciones precedentes se desprende que el ritmo de crecimiento de las oficinas y los depósitos es muy desigual tanto en el colectivo de Bancos como en el de Cajas, y especialmente en el primero. Los Bancos llevan a cabo la mayor expansión de sus oficinas en un período en que el crecimiento de los depósitos es prácticamente nulo, mientras que las Cajas mantienen crecimientos moderados de oficinas en una situación similar para sus depósitos. Todo ello explica el comportamiento de la productividad de bancos y cajas en el tiempo, mostrada en las últimas columnas del cuadro. En los Bancos, los depósitos por oficina pasan de 810,7 millones en 1976 a 387,3 millones en 1985. En las Cajas el descenso no es tan marcado, desde 554,8 millones hasta 388,6 millones, y termina en 1983. Aparentemente, la competencia en servicio dentro de la actividad de banca al por menor en España fue muy intensa entre mediados de los setenta y de los ochenta, llevando a una expansión de oficinas muy superior a la de los depósitos, con la pérdida de productividad apuntada. Teniendo en cuenta que la apertura de nuevas oficinas estuvo limitada hasta 1974, el fuerte crecimiento posterior respondería, al menos en parte, a compensar el déficit que habría creado la situación regulatoria. Podría ocurrir también que la expansión de la red de oficinas bancarias respondiera al propósito de crear a través de ella una barrera a la entrada en el mercado español para la banca extranjera, es decir, no fuera sólo el resultado de una mayor competencia entre entidades españolas³.

Cuadro 3. Oficinas y depósitos en el sector bancario español

Año	Oficinas			Depósitos ptas. constantes 1			Depósitos/Oficinas 2		
	Bancos	Cajas 3	Cooperativas	Bancos	Cajas 3	Cooperativas	Bancos	Cajas 3	Cooperativas
1976	9098	6818	2137	7376	3783	340	810,7	554,8	159,2
1977	10212	7206	2277	6988	3688	332	684,3	511,8	145,7
1978	11094	7502	2398	6969	3747	353	628,2	499,5	147,1
1979	12238	7807	523	7137	3810	418	583,2	480,0	165,8
1980	13231	8288	2668	7229	3714	403	546,4	448,1	149,7
1981	14299	8900	2841	7321	3816	432	512,0	428,7	152,1
1982	15380	9571	3048	7215	3935	454	469,0	411,1	149,0
1983	16060	10065	3197	7135	4057	475	444,2	388,6	148,7
1984	16412	10440	3315	7150	4188	504	435,7	401,2	152,2
1985	16606	10797	3350	6431	4487	551	387,3	415,8	164,6
1986	16518	11061	3382	6868	4820	541	415,8	435,8	160,2
1987	16498	11754	3248	7042	5123	576	448,7	436,0	177,4
1988	16691	12252	3029	7576	5887	593	453,9	480,5	195,6
1989	16677	13168	2890	7713	6691	593	462,5	508,2	205,3
1990	16917	13720	2919	8228	7087	630	486,4	516,6	216,0

1. Miles de millones de pesetas de 1980.

2. Millones de pesetas de 1980.

3. Cajas de Ahorros Confederadas, excluida Caja Postal.

Fuente: Boletín Estadístico Banco de España, diferentes años.

La tendencia en la evolución de la productividad, medida como relación entre depósitos y oficinas, se rompe para Bancos y Cajas en 1986 de una forma clara, coincidiendo con la fase expansiva de altos crecimientos en el PIB de la economía española y la elevación de los tipos de interés de los depósitos liberalizados completamente en ese año. Si nos atenemos a las cifras del cuadro, los últimos años han mostrado un notable crecimiento en la productividad de la banca al por menor en España, principalmente en las Cajas de Ahorro, que pasan de unos depósitos por oficina de 435,8 millones en 1986 a una cifra de 516,6 millones en 1990. Pero la apreciación es ilusoria, como nos demuestra el análisis de las cifras a partir del modelo de competencia expuesto en el apartado anterior. De acuerdo con el modelo, y en el caso más simple, los depósitos por oficina vienen dados por la expresión:

$$\frac{\text{Depósitos}}{\text{Oficinas}} = \frac{D}{N} = \frac{D}{\sqrt{t/f} \sqrt{D \cdot L}} = \sqrt{\frac{f}{t}} \sqrt{D/L}$$

Es decir, los depósitos por oficina serán proporcionales a la raíz cuadrada de la densidad de demanda, para unos parámetros f y t dados. Por tanto, si aumenta la densidad debe aumentar también el tamaño medio de las oficinas, para una eficiencia dada. Los depósitos de las Cajas en 1990 son un 47 por 100 mayores que en 1986, y puesto que la superficie está dada, éste es el porcentaje en que crece la densidad. Aplicando la fórmula anterior, los depósitos por oficina deben aumentar en un 21 por 100 en 1990 frente a 1986 sólo por ese incremento en la densidad. Sustrayendo este efecto sobre el tamaño de la oficina media en 1990 se obtiene $516,6/1,21 = 427,0$, cifra que prácticamente coincide con la de 1986; es decir, la eficiencia real no parece haberse alterado durante el período.

El modelo de competencia espacial no sólo ayuda a interpretar la evolución de las oficinas bancarias, sino que también intenta explicar el comportamiento de los márgenes financieros. El cuadro 4 muestra la evolución de una estimación de tipos medios de interés y márgenes financieros para Bancos y Cajas entre 1980 y 1990. Como puede comprobarse, el margen financiero parece mantenerse en torno a un cierto nivel hasta 1986, tanto para Bancos como para Cajas⁴. A partir de ese año el margen financiero de los Bancos se eleva en torno a un punto porcentual en relación con promedios históricos y se mantiene a ese nivel. La previsible competencia de las supercuentas y el consiguiente encarecimiento del pasivo no parecen haber afectado al margen financiero de la Banca, pues en estos años encuentra oportunidades muy rentables para invertir sus pasivos. La situación aparece diferente para las Cajas, donde el margen estimado decrece paulatinamente desde la cifra más alta de 1987. ¿Son coherentes estas evoluciones del margen con nuestro modelo? De acuerdo con

Cuadro 4. Evolución del margen financiero bancario

Año	Rendimiento medio inversiones crediticias en pesetas		Coste de la financiación ajena en pesetas		Margen financiero ²	
	Bancos	Cajas ¹	Bancos	Cajas ¹	Bancos	Cajas ¹
1980	15,05	12,23	7,41	5,17	7,64	7,06
1981	15,52	13,24	8,30	5,66	7,27	7,58
1982	15,41	13,43	8,43	6,32	6,98	7,11
1983	15,73	14,14	8,65	6,59	7,08	7,55
1984	15,76	14,22	8,87	6,83	6,89	7,11
1985	14,58	13,94	7,93	6,91	6,65	7,03
1986	14,02	13,71	6,61	6,20	7,41	7,51
1987	14,96	13,86	6,66	5,85	8,30	8,01
1988	14,87	13,60	6,50	5,98	8,37	7,62
1989	15,74	13,87	7,08	6,40	8,66	7,47
1990	16,94	14,47	8,43	7,38	8,51	7,09

1. Cajas de Ahorros Confederadas.

2. Diferencia entre rendimiento y coste (sin ajustar por coeficiente de caja).

Fuente: Boletín Estadístico del Banco de España. Cifras en porcentaje.

el mismo, el margen financiero será igual, en la versión simplificada, a

$$\text{Margen} = \frac{\sqrt{t \cdot f}}{\sqrt{D/L}}$$

Es decir, el margen debe disminuir con la densidad de la demanda si los parámetros t y f permanecen constantes. El volumen de depósitos de Bancos es en 1990 un 17 por 100 superior al de 1987, lo cual debería repercutir en una disminución del 8 por 100 en el margen; esto no puede deducirse que ocurra con la evidencia disponible. En las Cajas, en cambio, el volumen de depósitos, y por tanto la densidad de demanda en 1990, es un 40 por 100 superior a la de 1987, lo cual debe repercutir en el margen reduciéndolo un 18 por 100 ($\sqrt{1,4} = 1,18$); el margen en 1990 es un 12,5 por 100 menor que en 1987, con lo cual para las Cajas el margen sí se mueve en la dirección prevista por el modelo.

La información estadística sobre oficinas y depósitos bancarios en España está disponible de forma desagregada por mercados geográficos, Comunidades Autónomas y Provincias⁵. Resulta de interés repetir el análisis de los datos del cuadro 3 referida ahora a Comunidades Autónomas, cuadro 5. La productividad de los diferentes mercados, medida en términos de depósitos por oficina, muestra una gran dispersión entre unos mercados y otros y esta dispersión se mantiene a lo largo del tiempo. ¿Cómo explicar estas diferencias? La variable explicativa que proporciona nuestro modelo, y que posteriormente se introducirá de una forma más explícita, es la densidad de demanda de cada merca-

Cuadro 5. Depósitos a pesetas constantes por oficina (millones)

	1983			1985			1987			1989			1990		
	Bancos	Cajas	B y C	Bancos	Cajas	B y C	Bancos	Cajas	B y C	Bancos	Cajas	B y C	Bancos	Cajas	B y C
Andalucía	350,8	260,2	309,2	307,2	299,4	303,6	343,4	328,8	336,5	364,9	371,1	369,9	402,9	398,6	400,9
Aragón	431,1	388,1	411,4	366,8	405,9	384,8	413,1	436,4	424,5	419,7	468,7	444,5	457,3	518,8	488,6
Asturias	380,1	557,1	415,1	320,7	585,9	371,4	367,4	692,2	430,1	3939,5	757,7	467,8	453,7	827,9	533,2
Baleares	318,4	407,8	346,0	274,0	374,9	307,4	289,5	413,8	331,8	285,1	445,0	341,1	264,1	501,9	349,2
Canarias	387,9	378,8	384,8	343,6	407,5	365,3	408,2	450,0	422,6	404,4	414,8	408,4	418,8	458,0	433,2
Cantabria	374,6	452,9	396,4	351,3	490,4	390,2	353,1	521,8	398,6	398,7	427,4	408,6	459,3	495,0	471,8
Castilla y León	384,1	353,4	371,6	340,8	387,4	360,2	381,4	413,2	395,5	410,8	456,7	432,6	479,5	493,6	486,3
Castilla-La Mancha	299,4	255,3	278,3	271,5	284,0	277,7	324,7	315,1	319,7	350,2	350,4	350,3	416,9	376,2	394,2
Cataluña	443,7	428,0	436,9	394,8	378,6	387,3	439,7	376,8	408,2	443,1	542,3	495,6	483,8	602,2	547,2
Extremadura	237,6	244,4	240,4	222,5	294,2	252,2	272,1	315,3	290,5	298,1	291,9	295,0	362,0	310,3	336,2
Galicia	330,3	385,4	346,1	298,6	406,8	329,6	326,4	430,2	358,7	345,4	454,1	383,7	379,1	496,5	422,3
Madrid	840,1	964,9	864,2	693,7	1041,0	763,9	880,5	1035,8	915,5	926,4	1200,8	994,2	1031,6	1176,0	1069,0
Murcia	386,3	355,0	363,0	303,5	398,2	342,0	369,9	414,3	389,4	374,3	405,7	390,7	417,5	434,5	426,5
Navarra	327,9	489,9	385,5	294,1	461,2	358,5	330,3	461,5	384,4	358,3	532,5	433,3	560,3	586,4	571,8
País Vasco	608,1	613,3	610,6	518,1	647,5	578,7	615,5	703,4	656,8	501,8	775,6	631,3	602,4	882,9	736,2
La Rioja	441,8	218,9	320,3	377,4	227,5	295,3	461,0	242,0	336,4	460,1	292,1	361,3	486,1	302,2	377,8
Valencia	402,0	381,3	394,4	359,9	396,9	373,6	379,9	414,3	393,2	373,9	413,8	350,4	405,9	429,6	416,0
España	444,2	388,6	428,4	387,3	415,8	398,5	448,7	436,0	430,6	462,5	508,2	482,6	486,4	516,6	500,0

Fuente: Boletín Estadístico del Banco de España y elaboración propia.

do. Comunidades, con una baja productividad, como Castilla y León, Castilla-La Mancha, Aragón son también mercados con una baja densidad de demanda, mientras que en Madrid, País Vasco o Cataluña la densidad es alta. Al igual que anteriormente advertíamos de los errores de apreciación sobre la productividad de la banca al por menor en los años 1987-1990, frente a años anteriores, porque durante aquellos años los depósitos aumentan notablemente, ahora es importante advertir que comparar la productividad entre mercados sin ajustar por diferencias en la densidad de demanda, pueden inducir a errores importantes. Nótese, por último, que las diferencias de productividad por mercado geográfico serían difícilmente explicables a través de un modelo en el cual los márgenes financieros fueran exógenos y no existiera competencia espacial entre las empresas.

Las variables de *performance* que sugiere el modelo de competencia espacial en la banca al por menor son el margen financiero y el "servicio", entendido por coste que soporta el cliente por acceder a las oficinas. Como se ha argumentado en otra parte de este trabajo, el servicio prestado a los clientes se asocia con la accesibilidad a las oficinas bancarias y ésta a su vez se mide en términos de densidad de oficinas por unidad de superficie. El cuadro 6 muestra la accesibilidad estimada para los mercados geográficos correspondientes a la Comunidad Autónoma y diversos años entre 1983 y 1990. En general la accesibilidad aumenta en el tiempo, pasando para el conjunto de España de 51,8 oficinas por km² en 1983 a 60,8 oficinas en 1990. Sin embargo, la evolución es muy desigual entre unos mercados y otros, al igual que sucede con los valores absolutos de la densidad de oficinas para un mismo año. Una primera respuesta a esta disparidad observada en los niveles de servicio entre mercados es, de nuevo, diferencias en la densidad de demanda. Recordando la fórmula general que venimos utilizando:

$$\text{Accesibilidad} = \frac{\text{Oficinas}}{\text{Superficie}} = \frac{\sqrt{t/f} \sqrt{D \cdot L}}{L} = \sqrt{t/f} \sqrt{D/L}$$

Es decir, la densidad de oficinas será mayor en mercados con mayor densidad de demanda, para unos parámetros de costes dados. Esto es, en parte al menos, lo que queda reflejado en el cuadro 6 y que de nuevo sería difícilmente explicable si no se tuviera en cuenta el factor espacial.

Concluimos esta parte descriptiva del análisis de las oficinas bancarias en España con una primera aproximación a la evaluación de la productividad de la banca al por menor en España que tenga en cuenta las previsiones del modelo propuesto. La variable a través de la cual puede evaluarse esta productividad es la de coste por oficina, resumida en el parámetro *f* del modelo. Suponiendo que el coste por unidad de distancia *t* es similar entre merca-

	1983	1985	1987	1988	1989	1990
Andalucía	39,5	40,9	42,6	42,9	43,7	45,2
Aragón	21,6	22,4	22,1	22,3	22,6	23,3
Asturias	62,4	65,8	65,7	66,0	66,4	67,2
Baleares	132,2	140,1	152,3	157,2	162,9	167,7
Canarias	85,3	90,2	93,2	102,4	106,7	109,2
Cantabria	72,0	74,3	77,8	87,3	87,7	87,5
Castilla y León	22,9	23,9	23,9	24,2	24,4	24,8
Castilla-La Mancha	15,9	16,3	16,5	16,6	16,7	17,1
Cataluña	16,9	181,3	192,2	198,4	203,8	208,4
Extremadura	19,4	18,9	18,1	18,1	20,4	20,6
Galicia	65,0	68,0	70,0	70,7	73,6	75,8
Madrid	305,9	3245,3	338,5	347,0	366,0	381,4
Murcia	46,5	49,5	51,7	59,2	61,8	64,0
Navarra	43,5	47,6	48,6	49,1	49,3	50,4
País Vasco	188,8	191,7	190,6	192,8	195,1	194,6
La Rioja	70,3	73,3	73,3	73,5	72,3	76,3
Valencia	11,4	117,5	119,8	124,3	131,5	136,5
España	51,8	54,4	56,1	57,4	59,2	60,8

Fuente: Boletín Estadístico Banco de España y elaboración propia.

dos y que permanece estable en el tiempo, una primera aproximación al comportamiento de f la obtenemos comparando $\sqrt{\text{Depósitos} \times \text{Superficie} / \text{Oficinas}}$ entre mercados y a lo largo del tiempo, puesto que el cociente es igual a $\sqrt{f/t}$, según el modelo simplificado. Con este propósito se elabora el cuadro 7. La primera constatación que se desprende de los datos del cuadro es que, bajo los supuestos avanzados, no se detectan mejoras apreciables en la evolución de la productividad, eficiencia, de la banca al por menor española a los largo del tiempo. La mayoría de los mercados geográficos corroboran esta afirmación sustentada en las cifras estimadas para el total de España. Segundo, el nivel estimado de productividad difiere todavía de una forma sensible entre unos mercados y otros, lo cual sugiere que estamos omitiendo alguna variable relevante del modelo. Castilla-La Mancha, Castilla y León, Aragón y Extremadura muestran un nivel de eficiencia aparente más bajo que Baleares, Cataluña y Madrid con niveles de eficiencia superiores al promedio, menor valor aparente de f . ¿Cuáles pueden ser estas variables omitidas? Cabría suponer, por ejemplo, que el parámetro t difiere de unos mercados a otros de forma que su valor es más alto en los mercados de productividad aparente también más alta. Baleares, Cataluña y Madrid son comunidades con mayor nivel de renta y actividad económica, lo cual puede llevar a una mayor demanda y diversidad de servicios bancarios, diferenciación no espacial, y a un mayor coste de oportunidad del tiempo para el usuario de estos servicios. Sin embargo, para que las cifras de productividad aparente convergieran, el valor de t debería ser más de cuatro veces mayor en las comunidades de mayor nivel de vida. Nótese también que un incremento de t en el tiempo ocultaría una mejora efectiva de la productividad incorporada en una disminución de f .

Cuadro 7. Productividad aparente: $(\sqrt{\text{Depósitos} \times \text{Superficie}}) / \text{Ofi- nas, Cajas y Bancos}$

	1983	1985	1987	1988	1989	1990
Andalucía	2,80	2,72	2,81	2,87	2,90	2,97
Aragón	4,37	4,14	4,38	4,42	4,44	4,58
Asturias	2,58	2,38	2,56	2,60	2,65	2,82
Baleares	1,62	1,48	1,48	1,48	1,45	1,44
Canarias	2,12	2,01	2,09	2,03	1,96	1,99
Cantabria	2,34	2,29	2,24	2,12	2,16	2,32
Castilla y León	4,03	3,89	4,07	4,14	4,20	4,42
Castilla-La Mancha	4,18	4,12	4,40	4,51	4,57	4,80
Cataluña	1,61	1,46	1,46	1,51	1,56	1,62
Extremadura	3,52	3,65	4,00	4,13	3,80	4,03
Galicia	2,31	2,20	2,26	2,32	2,29	2,36
Madrid	1,68	1,53	1,64	1,67	1,65	1,67
Murcia	2,80	2,63	2,74	2,56	2,51	2,58
Navarra	2,98	2,74	2,81	2,91	2,97	3,36
País Vasco	1,80	1,74	1,86	1,79	1,80	1,95
La Rioja	2,13	2,00	2,14	2,11	2,23	2,22
Valencia	1,88	1,78	1,81	1,78	1,73	1,75
España	2,87	2,70	2,77	2,85	2,85	2,87

Fuente: Boletín Estadístico Banco de España y elaboración propia.

Otra explicación, bastante plausible, es la que se obtiene incorporando al modelo no sólo la densidad de demanda en un mercado sino la variación en esa densidad dentro del mismo mercado. Nótese que Aragón y las dos Castillas, al igual que Extremadura, tienen una gran parte de su territorio despoblado y prácticamente toda la población se concentra en unos pocos núcleos urbanos. En otras comunidades, como Cataluña y Madrid, la distribución de la población en el espacio es más regular. Ello significa que la superficie total del mercado que se utiliza en el cálculo del numerador de la expresión está sobreestimando la superficie relevante en las comunidades de menor productividad aparente. El modelo expuesto se enriquecería, por tanto, incluyendo entre las variables explicativas del *performance* de la banca al por menor, la dispersión en la densidad de demanda dentro de un mercado y no sólo la densidad media. O, alternativamente, estimando la densidad de demanda utilizando la superficie habitable, en lugar de la total.

Estudio econométrico

La exposición general y eminentemente descriptiva, realizada en los párrafos anteriores, de la situación de la banca al por menor en España, se completa ahora con una estimación y contraste más formalizados del modelo propuesto. El punto de partida será la ecuación (12) y la inferencia sobre la elasticidad de la densidad de oficinas en relación a la densidad de depósitos que puede establecerse a partir del parámetro a_2 que aparece en dicha ecuación. Esta elasticidad servirá a su vez para valorar si el com-

portamiento de la banca al por menor en España puede describirse con una cierta fidelidad a través de un modelo de competencia espacial como el expuesto. Los datos de partida para la estimación comprenden valores de la densidad de oficinas y de la densidad de depósitos para diecisiete Comunidades Autónomas y cincuenta provincias españolas desde 1983 hasta 1990.

Estudios empíricos anteriores sobre los determinantes del número de oficinas bancarias en un mercado, y que han formulado modelos *ad hoc*⁶, han realizado estimaciones de los parámetros utilizando observaciones que recogen la variabilidad entre mercados, es decir, estimaciones con datos de coste transversal. Los cuadros 8 y 9 muestran los resultados de una estimación similar primero para Comunidades Autónomas y después para provincias. La unidad de mercado, comunidad o provincia, no parecen influir notablemente en el resultado final, si bien las elasticidades estimadas con datos provinciales son ligeramente mayores. Una segunda coincidencia observada es entre los resultados obtenidos para Bancos y para Cajas, aunque el valor estimado de a_2 , elasticidad, para el colectivo de Bancos es algo mayor. Por último nótese que la elasticidad estimada es relativamente alta, entre 0,8 y 0,9, aunque en todos los casos el valor de la elasticidad igual a uno cae fuera del intervalo de confianza de más-menos dos desviaciones *standards* construido alrededor del estimador. De acuerdo con las observaciones realizadas en el apartado teórico de este trabajo, un valor alto de la elasticidad sugiere que el valor de α , proporción de depósitos no afectados por la competencia entre entidades financieras, es relativamente alto.

Las estimaciones de los parámetros pueden estar sujetas, no obstante, a sesgos de estimación que serían trasladables a otros trabajos que siguen metodologías similares. En efecto, el modelo estimado supone que los parámetros a_1 y a_2 son los mismos para todos los mercados. Esta hipótesis no parece razonable, especialmente para a_1 , si recordamos que la presentación descrip-

Cuadro 8. Estimación del modelo sin efectos fijos: Comunidades Autónomas

	1983-1986		1987-1990		1983-1990		
	Cajas	Bancos	Cajas	Bancos	Cajas	Bancos	Caj. y Banc.
Constante	-5,71 (64)	-5,7 (-92)	-5,8 (-59)	5,85 (-91,0)	-5,75 (-88,0)	-5,77 (-121,0)	-5,6 (106,0)
Log (Depósitos/ Superficie)	0,75 (23)	0,81 (42)	0,76 (24)	0,84 (39)	0,75 (34)	0,82 (57)	0,79 (57)
$\bar{R}^2$	0,9	0,96	0,9	0,96	0,9	0,96	0,96
D.W.	1,71	2,3	1,83	2,4	1,75	2,2	2,09
N.º Observac.	68	68	68	68	136	136	136

Entre paréntesis estadístico t de Student.

Variable dependiente Log (Oficinas/Superficie).

Cuadro 9. Estimación del modelo sin efectos fijos: Provincias

	1982	1986	1988	1990	1983-86	1987-1990	1983-1990
	Cajas Bancos	Cajas Bancos	Cajas Bancos	Cajas Bancos	Cajas Bancos	Cajas Bancos	Cajas Bancos
Constante	-5,71 (-64,0)	-5,84 (-58)	-5,96 (-55)	-5,94 (-56)	-5,80 (-134,0)	-5,95 (-96,0)	-5,84 (-164)
Log (Depósitos/ Superficie)	0,78 (21,0)	0,81 (20,6)	0,83 (21,0)	0,83 (22,0)	0,80 (46,3)	0,83 (37,2)	0,81 (59)
R ²	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90
D.W.	2,17	2,3	2,2	2,3	2,29	2,30	2,3
N° Observac.	50	50	50	50	200	200	400

Entre paréntesis t de Student.
Variable dependiente Log (Oficinas/Superficie).

tiva de los datos advertía de posibles variables omitidas importantes. Para tener en cuenta este hecho, la estimación de la elasticidad puede hacerse utilizando series temporales de datos o bien utilizando la combinación de datos temporales y transversales incluyendo una variable explicativa adicional que recoja los efectos fijos de cada mercado. Algunos cálculos realizados a partir de la información del cuadro 3 y que permiten una estimación adicional de las elasticidades son los siguientes:

Años	Crecimiento acumulado de depósitos (%)		Crecimiento acumulado de oficinas (%)		Elasticidad aparente (%)	
	Bancos	Cajas	Bancos	Cajas	Bancos	Cajas
1980-83	-1,4	9,2	21,3	21,4	-	232,6
1983-86	-4,0	18,8	2,9	9,9	-	52,6
1986-90	19,8	47,0	2,4	24,0	12,0	51,0

Como era previsible después de lo dicho en la exposición general, la elasticidad aparente estimada con datos agregados temporales es incluso negativa para Bancos durante varios períodos de tiempo y muy inferior en cualquier caso a la estimada para Cajas. En estas últimas, en cambio, la elasticidad estimada se estabiliza en torno a 0,5 a partir de 1983, obteniéndose así una estimación de la elasticidad notablemente inferior a la que se calculó a partir de datos de corte transversal.

La tercera metodología de estimación propuesta consiste en utilizar el panel de datos disponible incorporando una variable ficticia adicional para cada uno de los mercados; en ella se recogerán los efectos fijos específicos de ese mercado. En otros términos, el modelo de la ecuación (12) se reformula permitiendo que a_1 pueda ser distinto entre unos mercados y otros. Los resultados de esta estimación se muestran en los cuadros 10 y 11. Las elasticidades estimadas concuerdan más con los valores de la estimación temporal que con los de la transversal. Como la hipótesis de ausencia de efectos fijos por mercado, a_1 , igual para todos ellos, se rechaza al 99,9 por 100 de significación estadística, la valoración de los resultados obtenidos sin efectos fijos, en la que se advertía de posibles sesgos por la omisión de variables explicativas correlacionadas con la densidad de depósitos, queda ahora confirmada. En segundo lugar, las elasticidades estimadas difieren significativamente entre los colectivos de Bancos y Cajas. La hipótesis de que la elasticidad es igual a cero para los Bancos no puede rechazarse estadísticamente; este resultado sería coherente con la predicción del modelo de competencia espacial bajo el supuesto de elasticidad de costes $\beta = 1$, es decir rendimientos de escala constantes en las operaciones de las oficinas de Bancos. Sin embargo, esta conclusión debe tomarse con cautela dado que la variabilidad intertemporal de los datos referidos a depósitos y oficinas de Bancos es muy pequeña, de forma que la elasticidad quedaría indeterminada.

Cuadro 10 Estimación del modelo con efectos fijos (1): Comunidades Autónomas

	1983-1986			1987-1990			1983-1990		
	Bancos	Cajas	B y C	Bancos	Cajas	B y C	Bancos	Cajas	B y C
Constante	-2,07 (-10,5)	-4,47 (-25,6)	-3,75 (-13,7)	-2,63 (-18,4)	-5,2 (-22,5)	-3,73 (-18,0)	-2,99 (-13,8)	-5,04 (-28,6)	-3,91 (-31,5)
Log (Depósitos/ Superficie)	-0,15 (-2,8)	-0,41 (7,4)	-0,086 (-0,74)	0,016 (0,41)	0,63 (9,6)	0,39 (8,1)	0,11 (1,90)	0,6 (21,2)	0,43 (15,0)
$\bar{R}^2$	0,999	0,998	0,999	0,999	0,995	0,999	0,998	0,994	0,998
D.W.	1,55	2,05	2,2	1,61	1,91	1,85	1,62	1,68	1,66
E.S.	0,02	0,03	0,017	0,02	0,058	0,029	0,036	0,059	0,034
N.º Observac.	68	68	68	68	68	68	136	136	136

(1) Los efectos fijos no aparecen en el cuadro. La constante muestra el promedio de efectos fijos estimados para cada mercado.

Cuadro 11. Estimación del modelo con efectos fijos: Provincias

	1983-1986			1987-1990			1983-1990		
	Bancos	Cajas	B y C	Bancos	Cajas	B y C	Bancos	Cajas	B y C
Constante	-2,8 (26,1)	-4,9 (80)	-3,7 (-11,3)	-3,6 (-30)	-5,3 (-67)	-3,84 (-31)	-3,7 (-41)	-5,34 (-62,1)	-3,97 (-45)
Log (Depósitos/ Superficie)	-0,07 (-1,90)	0,39 (9,10)	-0,04 (-0,5)	-0,02 (-0,70)	0,58 (13,5)	0,35 (10,6)	0,034 (1,26)	0,54 (26,7)	0,35 (16,6)
$\bar{R}^2$	0,999	0,998	0,999	0,999	0,996	0,999	0,998	0,994	0,998
D.W.	1,67	2,2	2,24	1,76	1,98	1,89	1,68	1,75	1,7
E.S.	0,034	0,04	0,03	0,02	0,06	0,03	0,045	0,07	0,044
N.º Observac.	200	200	200	200	200	200	400	400	400

La elasticidad estimada para las Cajas de Ahorros es siempre positiva y estadísticamente significativa al 99 por 100. Su valor oscila en torno a 0,5, muy similar a la elasticidad aparente que se obtenía con los datos temporales agregados. Por lo tanto, la primera conclusión que se extraía de las estimaciones con datos transversales, según la cual la proporción de depósitos α que no está sometida a competencia efectiva sería relativamente alta, queda ahora modificada y sustituida por la conclusión opuesta, que la competencia efectiva ha sido importante, incluso en el período 1983-1986, cuando los tipos de interés de los depósitos no estaban totalmente liberalizados. Los resultados sugieren que la competencia en tipos de interés podía existir de forma encubierta (regalos, premios, extratipos, etc.). Nótese, además, que de la elasticidad de la demanda no disminuye en el período de tipos de interés libres en relación al precedente, como ocurriría, *ceteris paribus*, si α disminuyera en el tiempo. El aumento de la elasticidad en el contexto del modelo podría explicarse por el aumento en la densidad de la demanda en el segundo subperíodo frente al primero⁷.

La estimación econométrica muestra también que la constante del modelo es significativamente menor en los Bancos que en las Cajas; recuérdese que en la estimación sin efectos fijos ambas constantes prácticamente coincidían. La constante del modelo recoge información sobre parámetros de costes t , f y β , así como los efectos específicos de las variables omitidas, por lo cual es difícil aislar factores individuales explicativos de las diferencias detectadas. Una observación más minuciosa de los valores estimados para cada provincia revela que en general para todas ellas la constante es menor dentro del grupo de Cajas que de Bancos, aunque las diferencias más marcadas aparecen en las provincias de mayor densidad y renta como Barcelona, Madrid y Vizcaya. Ello sugiere que parte de las diferencias se deberán a una desigual distribución espacial de las oficinas de Bancos y Cajas, más concentradas en zonas de alta densidad las primeras, y consecuentemente a diferencias en los efectos de las variables omitidas.

Sin embargo, no pueden descartarse diferencias en servicios y costes entre los dos colectivos si tenemos en cuenta que los gastos por oficina de Bancos son cerca del 40 por 100 superiores a los de las Cajas.

El apartado de estimaciones econométricas concluye con la presentación de los efectos fijos estimados, tanto por mercado como temporales. Los efectos fijos por mercado se muestran en el cuadro 12, correspondiendo a la estimación del modelo para Cajas y Bancos y durante el subperíodo 1987-1990. Las diferencias entre estos valores son coherentes con las que ya se advertían de la observación del cuadro 7: Baleares, Cataluña, Madrid muestran los valores más altos, mientras que Castilla, Aragón y Extremadura son los mercados con estimaciones más bajas. Las explicaciones de esta evidencia fueron ya expuestas en párrafos

anteriores. Finalmente el cuadro 13 presenta los valores estimados para las variables ficticias temporales entre 1983 y 1990. Sólo la variable correspondiente a 1983 muestra alguna significación estadística, por ello confirmamos también una afirmación previa según la cual no parecen observarse mejoras en la eficiencia productiva de la banca al por menor en España a lo largo del período considerado.

Cuadro 12. Efectos fijos estimados: Cajas y Bancos 1987-1990

Provincia	C. Autónoma		Provincia	C. Autónoma	
Almería	-3,33		Cuenca	-5,17	
Cádiz	-3,94		Guadalajara	-4,96	
Córdoba	-4,37		Albacete	-4,97	Cast.-La Mancha -4,9
Granada	-3,95		Ciudad Real	-4,74	
Huelva	-4,42	Andalucía -4,35	Toledo	-4,5	
Jaén	-4,49				
Málaga	-3,72				
Sevilla	-4,1				
Huesca	-4,83		Gerona	-3,95	
Teruel	-5,07	Aragón -4,7	Lérida	-3,69	Cataluña -3,5
Zaragoza	-4,41		Barcelona	-2,67	
			Tarragona	-3,5	
Asturias	-4,04	Asturias -4,2	Badajoz	-4,7	Extremadura -4,78
Baleares	-3,36	Baleares -3,5	Cáceres	-4,68	
Las Palmas	-3,83	Canarias -3,88			
Tenerife	-3,61		Coruña	-3,76	
			Lugo	-4,43	Galicia -4,07
Cantabria	-3,83	Cantabria -4	Orense	-4,1	
			Pontevedra	-3,41	
León	-4,74				
Burgos	-4,61		Madrid	-3,2	Madrid -3,47
Palencia	-4,5				
Salamanca	-4,75	Castilla-León -4,78	Murcia	-4,05	Murcia -3,47
Valladolid	-4,2				
Zamora	-4,84		Navarra	-4,83	Navarra -4,35
Ávila	-4,72				
Segovia	-4,77		Alava	-3,83	
Soria	-5,06		Guipúzcoa	-3,33	País Vasco -3,68
			Vizcaya	-3,2	
			La Rioja	-3,85	La Rioja -4,01
			Alicante	-3,3	
			Castellón	-3,99	Valencia -3,73
			Valencia	-3,49	

Cuadro 13. Efectos de tiempo

Año	Cajas		Bancos		Bancos y Cajas	
1983	-0,014	(-0,26)	-0,03	(-2,1)	-0,06	(2-5)
1984	+0,008	(0,15)	-0,008	(0,6)	-0,034	(-14)
1985	-0,01	(-0,24)	0,01	(0,74)	-0,0068	(0,26)
1986	-0,025	(-0,65)	0,006	(0,35)	-0,018	(-0,84)
1987	-0,018	(-0,53)	-0,006	(-0,35)	-0,020	(-1,26)
1988	-0,032	(-1,26)	0,003	(0,25)	-0,014	(-0,95)
1989	-0,006	(-0,29)	-0,006	(-0,40)	-0,003	(-0,21)

Entre paréntesis estadístico t.

6. Valoración e implicaciones del estudio

Este trabajo ha revisado la literatura sobre modelos explicativos del número de oficinas bancarias en un mercado y ha propuesto una conceptualización de los factores determinantes de la accesibilidad y coste de los servicios bancarios en el mismo, utilizando para ello el marco de la competencia espacial. Posteriormente, las modelizaciones teóricas se han contrastado a través de datos disponibles para oficinas bancarias en España.

El marco de competencia espacial propuesto permite racionalizar algunos de los modelos *ad hoc* utilizados en trabajos previos referidos a otros países. También matiza algunas de las reflexiones que se han hecho acerca del funcionamiento de la banca al por menor en los diferentes países de la CEE, así como las previsiones sobre el futuro de la misma después de la culminación del mercado único (Neven, 1990). Por otra parte, el estudio empírico revela que el funcionamiento de la banca al por menor en España parece haber respondido en gran medida a las previsiones del modelo de competencia propuesto. Incluso en el período 1983-1986, cuando no se había producido la liberalización plena de los tipos de interés de los depósitos bancarios. Es decir, la competencia efectiva por la captación de depósitos entre las entidades bancarias españolas puede haber sido mayor que la aparente incluso en períodos de regulación en los tipos de interés. La estimación del modelo en el período 1987-1990, donde existe libertad en la fijación de los tipos de interés para todos los depósitos, no proporciona evidencias que indiquen una mayor competencia efectiva que en los cuatro años precedentes. Finalmente las evidencias empíricas no permiten detectar mejoras apreciables en el nivel de productividad de la banca al por menor en España dentro del período estudiado.

Veamos ahora algunas posibles implicaciones de estos resultados. El modelo de competencia espacial expuesto destaca que el *performance* de la banca al por menor en un mercado frente a otro depende de la diferenciación efectiva entre servicios ofrecidos por las empresas, resumida en el parámetro de coste por unidad de distancia t , de la tecnología-costes de prestar esos servicios, y de la densidad de demanda de servicios, depósitos por unidad de superficie en nuestro caso. Diferencias en la densidad pueden explicar diferencias en accesibilidad y márgenes de intermediación entre mercados con parámetros de costes similares. Puesto que la disparidad entre densidades de demanda de unos mercados y otros es evidente, el modelo advierte que la homogeneización en los tipos de interés y márgenes entre mercados que se prevé tras la unificación europea, por ejemplo, tal vez sea menor de la prevista. Algunas evidencias preliminares disponibles para España (cuadro 2) revelan que dentro del mercado geográfico nacional existen diferencias en los márgenes de unos submercados y otros, las cuales son bastante plausibles en términos de las explicaciones del modelo. Por otra parte, la dis-

paridad en los niveles de accesibilidad a las oficinas, así como en el tamaño medio de éstas, entre los submercados, ampliamente documentada en este trabajo, no puede ser reconciliable con unos márgenes financieros homogéneos puesto que ello significaría diferencias de rentabilidad por oficina bancaria sustanciales entre unos mercados y otros, situación insostenible a medio plazo en condiciones de libre apertura de oficinas. La situación parece extrapolable a lo que puede ocurrir tras la unificación europea a nivel de país, y ello significa que, en la medida en que la distancia entre oficinas sea un elemento de diferenciación de servicios relevante, seguirán manteniéndose en el futuro diferencias entre tipos de interés y márgenes por países. Sólo si se pusieran en marcha estrategias competitivas diferentes por parte de las entidades financieras tendentes a prestar servicios de forma que el comprador no pague el precio de acudir a la oficina bancaria (mayor uso de medios de pago magnéticos, tarjetas, "banca en casa", etc.), podrían modificarse las conclusiones.

Que se mantengan las diferencias entre tipos de interés y márgenes por mercados no significa que no puedan alterarse sus niveles medios. En nuestra opinión, la unificación europea es previsible que influya en el nivel de la competencia en el segmento de banca de empresas y consecuentemente presione a la baja sobre los tipos de interés de operaciones de activo, a la vez que los tipos se igualen entre mercados. La diferencia entre tipos se mantendrá en mayor medida en los depósitos y por esa vía en los márgenes; sin embargo, si atribuimos un cierto límite a la cota inferior del tipo de interés de pasivos bancarios, el margen tendrá una cota superior. Nótese también que el "poder de mercado" que le confiere a cada oficina bancaria la distancia física entre oficinas es precisamente lo que asegura un margen de intermediación positivo con el cual absorber los costes operativos. En el supuesto de que la competencia se alterara y el margen se redujera notablemente, las entidades financieras deberán recurrir a cobrar directamente por los servicios que prestan, como fuente de ingresos para cubrir sus costes.

Las reflexiones anteriores son trasladables al entorno de los submercados geográficos nacionales. Si, como ocurre con las Cajas de Ahorros sobre todo, persiste cierta concentración geográfica de la actividad bancaria en mercados con desigual densidad de demanda, la capacidad de supervivencia de las entidades que hagan banca al por menor dependerá en gran medida de la posibilidad de mantener márgenes diferentes, es decir, de que se mantenga la segmentación geográfica efectiva de los mercados, incluso dentro de un mismo mercado nacional.

Por último hay que señalar algunas implicaciones de los resultados de este trabajo para las conclusiones del capítulo anterior, donde el modelo se contrasta con datos nacionales. En aquel trabajo se concluía que el tamaño y eficiencia de la banca al por menor en España parecían acordes con sus peculiaridades específicas y no ca-

bía hablar de ineficiencia en el *performance* de la banca al por menor en España, frente a otros países. La exposición precedente ha puesto de manifiesto que la proporcionalmente extensa zona de territorio no habitado en la España interior sobreestima el "tamaño del output", $\sqrt{\text{Depósitos} \times \text{Superficie}}$, implícito en el modelo, frente a la estimación para otros territorios con una distribución más homogénea de la demanda en el mismo. Puesto que en los países de Europa continental, y de la CE en general, no parece que existan zonas tan extensas de territorio despoblado como en España, podría ocurrir que al comparar la eficiencia del sistema bancario español con el de otros países se hubiese sobreestimado ese tamaño y, por tanto, la productividad aparente por oficina fuera más elevada que la que se obtendría tomando sólo aquellas áreas geográficas con una uniformidad en la distribución espacial de la demanda más parecida a la europea. Un procedimiento para aproximar los resultados de esta comparación es estimar cuál sería la reducción de oficinas que se requeriría en mercados como Baleares, Cataluña, Madrid, País Vasco y Valencia, que se aproximan a áreas de mercado de Europa continental, para que su nivel de productividad aparente se aproximara al del promedio nacional, y con ello a promedios europeos.

Según el cuadro 12, el promedio nacional del ratio (Depósitos x Superficie) $^{1/3}$ /Oficinas es aproximadamente e^{+4} ; tomando como valor representativo de los mercados nacionales más parecidos a los europeos la cifra $e^{+3.6}$, el número de oficinas en los mismos debería ser el 67 por 100 del actual ($e^{3.6-4}$), es decir, debería reducirse su número actual en torno a un tercio para que su número se correspondiera con el establecido de acuerdo con los estándares medios europeos, supuestos coincidentes con los implícitos en el promedio español. En otros términos, la conclusión de que el número de oficinas bancarias no está sobredimensionado en España, comparativamente con otros países, cambiaría sustancialmente si aceptamos la hipótesis de que la población española está concentrada en una menor proporción del territorio nacional que la población de otros países de su entorno.

7. Resultados y conclusiones

i) Existen diferencias muy marcadas en la densidad de oficinas bancarias y el tamaño medio de estas oficinas entre los mercados provinciales y autonómicos españoles. Ello significa que el análisis de la actividad de la banca al por menor en España debe hacerse a un nivel de desagregación mayor que el conjunto del territorio nacional. Significa también que, si existen economías de escala a nivel de oficina bancaria, la rentabilidad de las oficinas debe ser muy desigual en unos mercados regionales frente a otros, excepto si se acepta la hipótesis, parcialmente contrastada empíricamente, de que existirán diferencias en los márgenes financieros de los respectivos mercados, de tal manera que me-

nores tamaños de la oficina media se corresponderán con márgenes comparativamente más altos.

ii) Una parte de las diferencias en la densidad de oficinas y tamaño medio entre mercados regionales se explica por diferencias en la densidad media de demanda entre esos mismos mercados, medida a través de la variable depósitos bancarios por km² de superficie, si bien la relación entre ambas variables no es lineal; concretamente la elasticidad estimada entre densidad de oficinas y densidad de demanda para las Cajas de Ahorros es aproximadamente de 50 por 100. Para los Bancos no ha sido posible obtener estimaciones fiables de esta elasticidad. Otro factor relevante para explicar las disparidades detectadas en densidad de oficinas y tamaño medio por mercado es la concentración de la demanda dentro del mercado; en otros términos, el análisis sugiere tener en cuenta que la variable de dimensión espacial de un mercado geográfico debe ser el territorio habitable y no todo el territorio. También esta variable parece afectar de forma distinta a las oficinas de Bancos y de Cajas, lo cual, unido a lo dicho anteriormente sobre las elasticidades en ambos colectivos, sugeriría la conveniencia de estudiar por separado los determinantes del número de oficinas bancarias de Bancos y de Cajas. Por otra parte, la estimación de la elasticidad de densidad de oficinas con respecto a densidad de demanda para Bancos y Cajas conjuntamente muestra una cifra en torno al 40 por 100, no muy diferente de la estimada en un trabajo anterior de los autores utilizando mercados nacionales europeos, en lugar de los mercados regionales españoles.

iii) No se detectan mejoras significativas en el nivel global de productividad de la banca al por menor española a lo largo del período estudiado, 1983-1990, conclusión extensible a cada uno de los mercados regionales. Esta conclusión está sujeta a la hipótesis adicional de que el grado de diferenciación horizontal entre entidades y oficinas bancarias no se ha modificado a lo largo de dicho período.

iv) La liberalización completa de tipos de interés de 1987 y la posterior aparición de las supercuentas no parecen haber influido sensiblemente en el nivel de competencia dentro de la banca al por menor española, especialmente dentro del colectivo de Bancos. La liberalización encarece los pasivos bancarios y al mismo tiempo los mayores intereses por los depósitos parecen influir positivamente en el volumen de estos depósitos, tanto para Bancos como para Cajas, por otra parte estancados en términos reales hasta 1987. Sin embargo los Bancos, iniciadores de la guerra del pasivo, se encuentran ante oportunidades de inversión crediticia con rentabilidades comparativamente más altas que en períodos anteriores, consecuencia probablemente de las restricciones crediticias impuestas por la política monetaria. El resultado final es que el margen financiero de la Banca, calculado como diferencia entre rendimiento de inversiones crediticias y coste

de los pasivos, se mantiene o incluso aumenta a partir de 1987. Las Cajas, en cambio, muestran una disminución paulatina en el margen financiero desde 1987 hasta 1990, pues el encarecimiento de su pasivo no encuentra contrapartida en el rendimiento del activo.

v) La relación teórica establecida entre densidad de demanda en un mercado espacial y margen financiero en el mismo mercado plantean algunas dudas acerca de la convergencia en los márgenes financieros bancarios prevista por algunos autores como consecuencia de la liberalización de la competencia tanto interna como externa. Nuestros resultados muestran que incluso en un período de controles sobre tipos de interés para algunas operaciones de depósitos, no se ha conseguido una homogeneidad en el *performance* de la banca al por menor en España, evidencia también de que esos controles no parecen haber eliminado de forma sustancial la competencia efectiva dentro de cada mercado geográfico. La variabilidad en la densidad de demanda entre mercados sugiere diferencias permanentes en los márgenes financieros de los mercados geográficos. En otros términos, la relativa especialización geográfica de las entidades bancarias, sobre todo Cajas de Ahorros, exigirá para que estas Cajas sean económicamente viables que se produzca una segmentación efectiva de los mercados tal que aquellos donde la densidad de demanda sea menor puedan al mismo tiempo sostener márgenes financieros más altos. De no ser así la viabilidad en los mercados de más baja densidad exigirá generar ingresos adicionales a través de cobrar por los servicios que se prestan, en lugar de hacerlo por medio de tipos de remuneración más baja para los depósitos.

vi) Las reflexiones anteriores son extensibles al ámbito de mercados nacionales: la menor densidad de demanda en España comparativamente con otros países del entorno comunitario exigirá unos márgenes financieros comparativamente más altos para la banca al por menor española, mientras ésta continúe especializada en el territorio nacional. Paralelamente, el tamaño medio de las oficinas bancarias españolas continuará siendo también más bajo o, en otros términos, el número total de oficinas en relación a la demanda seguirá siendo más alto que en otros países de su entorno. Ahora bien, teniendo en cuenta la variable adicional "uniformidad en la distribución espacial de la demanda", si ésta es menor en España que en el resto de países Comunitarios, el sector de banca al por menor en España podría estar sobredimensionado actualmente, de modo particular en las regiones más "desarrolladas" de Cataluña, País Vasco, Baleares y Madrid. Esta conclusión está sujeta, no obstante, a la hipótesis de que los costes operativos por oficina y la diferenciación horizontal en estas regiones sean similares a los de los países comunitarios también más desarrollados.

¹ En España existe un excelente trabajo pionero publicado por Antonio Torrero en 1976.

² El trabajo aborda también la determinación del número de oficinas bancarias en un mercado que maximiza el bienestar total, comprobándose que éste sería menor al que resulta de la competencia entre entidades bancarias. Aquí omitiremos las implicaciones para el bienestar de la competencia espacial.

³ Si existiera gran diferencia entre la demanda de préstamos y la oferta de depósitos entre mercados y/o a lo largo del tiempo, podría ocurrir que la expansión de la red de oficinas en unos mercados respondiera más a la evolución de los préstamos, mientras que en otros responde a la evolución de los depósitos.

⁴ La comparación correcta sería entre tipos de interés de activo y pasivo expresados en términos reales. Es fácil comprobar que la diferencia entre tipos reales de préstamos r y depósitos r_D es igual a:

$$r - r_D = \frac{r_N - r_{DN}}{1 + L}$$

donde el subíndice N indica tipo nominal y L es la tasa de inflación. Para pasar a diferencias entre tipos reales, las cifras de margen financiero del cuadro 4 deberían dividirse por uno más la tasa de inflación de cada año. Puesto que la tasa de inflación es decreciente, la transformación reduciría las diferencias en márgenes reales entre 1980 y 1986, mientras que la aumentaría en el periodo 1987-90 frente al periodo precedente.

⁵ No existe, en cambio, la posibilidad de obtener datos precisos sobre márgenes financieros por mercado, lo cual impide contrastar el modelo utilizando este margen como variable dependiente.

⁶ Ver el apartado segundo de este trabajo.

⁷ Esta explicación se deriva a partir de la ecuación (13).

BIBLIOGRAFIA

D'ASPREMONT, C., GABSEZWICZ, J., THISSE, J.-F. (1979): "On Hotelling Stability in Competition", *Econometrica*, 47.

DIXIT, A. (1979): "Quality and Quantity Competition", *Review of Economic Studies*, 46.

EVANOFF, D. (1988): "Branch Banking and Service Accessibility", *Journal of Money Credit and Banking*, 20 n.º 2.

FUENTELES, L., SALAS, V. (1991): "Competencia Espacial en la Banca al por Menor", *Programa de Estudios Bancarios y Financieros*, W P91-2.

LANZILLOTTI, R., SAVING, T. (1969): "State Branching Restrictions and the Availability of Banking Services", *Journal of Money Credit and Banking*, 1.

MARTINEZ MENDEZ, P. (1991): Los Beneficios de la Banca. 1970-1989, Banco de España.

NEVEN, D. (1990): "Structural Adjustment in European Retail Banking: Some Views from Industrial Organization", en J. Dermine (ed.), *European Banking after 1992*, Blackwell.

SAVAGE, D., HUMPHREY, B. (1979): "Banking Laws and Branching Offices", *Journal of Money Credit and Banking*, 11, mayo.

SEAYER, W., FRASER, D. (1979): "Branch Banking and the Availability of Banking Services in Metropolitan Areas", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 14, marzo.

SALOP, S. (1979): "Monopolistic Competition with Outside Goods", *Bell Journal of Economics*, 10.

TIROLE, J. (1988): *The Theory of Industrial Organization*, MIT Press.

TORRERO, A. (1976): "Repercusión de los Costes de la Expansión Bancaria en España", *Investigaciones Económicas*, 1, septiembre-diciembre.

TORRERO, A. (1988): "La Dimensión del Sistema Bancario Español", *Economistas*, 32.

LUCIO FUENTELES AZ LAMATA es licenciado en Ciencias Económicas y Empresariales (Sección Empresariales, Especialidad de Investigación Comercial) por la Universidad de Zaragoza. Ha sido Profesor Ayudante en la facultad de Ciencias Económicas y Empresariales impartiendo clases prácticas de la asignatura Economía de la Empresa y ha realizado y presentado diferentes proyectos de investigación, así como varios cursos y conferencias en el campo de la Investigación de Mercados.

Hasta el momento ha publicado "Servicio Bancario y Número de oficinas. Un estudio empírico del caso español", FIES, Documento de Trabajo n.º 577 (1990) y "La reconversión de la Línea Blanca" en colaboración con L. García en *Investigaciones Económicas* (suplemento, 1991). De próxima aparición en *Cuadernos Aragoneses de Economía*, "Instrumentos Financieros Internacionales. Particularidades para el Caso Español" en colaboración con Yolanda Polo.

VICENTE SALAS FUMAS es Doctor en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad Autónoma de Madrid, Master en Administración de Empresas en la Universidad de Purdue, Indiana, EE.UU. y Master en ESADE. En 1989 fue Profesor Visitante en la Graduate School of Business, Stanford University, EE.UU. Catedrático de Economía y Dirección en la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Autónoma de Barcelona.

Ha dirigido y participado en más de once equipos de investigación, en proyectos sobre temas económicos y financieros. Es autor o coautor de nueve libros sobre economía y finanzas además de publicar numerosos artículos en revistas especializadas en temas económicos y financieros, tanto españolas (*Investigaciones Económicas*, *Hacienda Pública Española*, *Papeles de Economía Española*) como extranjeras (*Strategic Management Journal*, *Journal of Economic Theory*).

Premio Jaime I de Economía 1992.



FUNDACION BBV

