

COMPETENCIA Y RIESGO EN LOS BANCOS. ¿EXISTE ALGUNA RELACIÓN?

Gabriel JIMÉNEZ

Banco de España

Jose A. LÓPEZ

Federal Reserve Bank of San Francisco

Jesús SAURINA

Banco de España

Resumen

En la literatura académica y entre los supervisores bancarios el valor de la ficha bancaria juega un papel clave a la hora de limitar el riesgo de las entidades de depósito. Tradicionalmente, la fuente habitual de valor de la ficha bancaria ha sido el poder de mercado de la entidad. Por lo tanto, se considera que un excesivo grado de competencia (o una baja concentración) puede llevar a los bancos a adoptar un nivel de riesgo demasiado elevado (Keeley, 1990). Frente a esta idea, Boyd y De Nicoló (2005) proponen una visión alternativa. En concreto, estos autores afirman que una mayor concentración en el mercado de créditos, y por tanto una menor competencia, se traduciría en un aumento del coste de la financiación bancaria, lo que empeoraría la situación financiera de las empresas y aumentaría su probabilidad de impago y su morosidad. Más recientemente, Martínez-Miera y Repullo (2007) han desarrollado un modelo que contempla ambas posibilidades. Utilizando una base de datos muy detallada para el caso español, que nos permite construir índices de Lerner, podemos contrastar cuál es la relación entre competencia bancaria y riesgo de forma precisa. Los resultados del trabajo muestran que las medidas usuales de concentración no afectan a la medida de riesgo. Sin embargo, utilizando los índices de Lerner, cuanto mayor es el grado de competencia en el mercado de créditos mayor es el riesgo que toman las entidades.

Palabras clave: competencia, riesgo, valor de la ficha bancaria, índice de Lerner.

Abstract

The value of the opening license plays a key role in academic literature and among bank supervisors when it comes to limiting the risk of deposit institutions. Traditionally, the usual source of value of the opening license has been the market power of the institution. It is therefore believed that excessive competition (or low concentration) can lead banks to adopt an excessively high level of risk (Keeley, 1990). In contrast to this idea, Boyd and De Nicoló (2005) propose an alternative point of view. To be more precise, they state that greater concentration in the credit market and therefore less competition, would lead to an increase in bank finance costs that would worsen the financial situation of companies and increase their probability of unpaid debts and delinquency. More recently, Martínez-Miera and Repullo (2007) have developed a model that considers both possibilities. Using a very detailed database for the case of Spain, which allows the creation of Lerner indices, we can precisely identify the relationship between bank competition and risk. The results of the work show that the usual concentration measurements do not affect risk measurement. However, the Lerner indices show that the greater the degree of competition in the credit market, the greater the risk taken by institutions.

Key words: competition, risk, value of the opening license, Lerner index.

JEL classification: G21, L11.

I. INTRODUCCIÓN (*)

UN principio extendido entre los supervisores bancarios es que un exceso de competencia entre bancos podría llegar a amenazar la solvencia de algunas entidades, e incluso poner en peligro la estabilidad del conjunto de un sistema bancario. La competencia proveniente, por ejemplo, de la liberalización y desregulación del sector bancario podría erosionar el valor de las fichas bancarias, lo que a su vez podría llevar a las entidades a aumentar el nivel de riesgo para intentar alcanzar su nivel previo de beneficios. Ejemplos de políticas más arriesgadas son la asunción de mayor riesgo en las carteras crediticias, la disminución de los ratios de capital, o ambas a la vez. Por el contrario, si la competencia

se restringe, las entidades deberían tener más incentivos a proteger el mayor valor de su ficha bancaria y, por lo tanto, a perseguir políticas menos arriesgadas, que deberían traducirse en menores insolvencias y en una mayor estabilidad para el conjunto del sistema bancario.

El paradigma del valor de la ficha bancaria (*franchise value* en inglés) se sustenta en numerosos trabajos teóricos y empíricos a lo largo del tiempo. Marcus (1984), Dermine (1986), Chan *et al.* (1986), Furlong y Keeley (1989), Keeley (1990), Besanko y Thakor (1993), Suárez (1994), Matutes y Vives (1996 y 2000), Hellmann *et al.* (2000) y Repullo (2004) contienen modelos teóricos que contemplan un intercambio entre competencia y estabilidad financiera.

En dichos modelos, una mayor competencia se traduce en sistemas bancarios más arriesgados. A nivel empírico, hay mucha evidencia a favor del paradigma del valor de la ficha bancaria. Keeley (1990) muestra que el riesgo de los bancos estadounidenses aumentó después de la liberalización de su sistema bancario debido a la disminución del poder de mercado de las entidades. Demsetz *et al.* (1996), Brewer y Saidenberg (1996), Saunders y Wilson (1996) también encuentran apoyo para dicho paradigma. Hellmann *et al.* (2000) consideran que la liberalización de los mercados financieros durante la década de los noventa del siglo pasado aumentó la competencia y redujo la rentabilidad y el valor de las fichas bancarias en numerosos países, lo que, unido a otros factores, desencadenó la crisis asiática y contribuyó a debilitar el sistema financiero en Japón. En Europa, Salas y Saurina (2003) encuentran evidencia a favor del paradigma del valor de la ficha bancaria al estudiar la liberalización bancaria en España y el consiguiente aumento de la competencia y el nivel de riesgo.

Recientemente Boyd y De Nicoló (2005) han puesto en duda el paradigma del valor de la ficha bancaria. Argumentan que un menor grado de competencia entre los bancos podría implicar unos mayores tipos de interés en los créditos a empresas, lo que a su vez aumentaría el riesgo de crédito de éstas y, al final, el volumen de activos dudosos y de insolvencias de los bancos. Las empresas enfrentadas a mayores tipos de interés podrían convertirse en más arriesgadas por los mayores intereses a pagar, o porque dichos tipos refuerzan su riesgo moral (*moral hazard*). Ambos autores argumentan que el paradigma del valor de la ficha bancaria se centra sólo en el lado de los depósitos, es decir, que las rentas obtenidas por los bancos de los depositantes son el único incentivo para adoptar políticas conservadoras. No obstante, también argumentan que, además del canal de los depósitos, hay un canal de los préstamos que podría eliminar la relación de intercambio entre competencia y riesgo. De hecho, ellos defienden un nuevo paradigma para los supervisores bancarios: un aumento de la competencia disminuye el riesgo de crédito y aumenta la estabilidad financiera. Beck *et al.* (2006), utilizando información sobre 69 países para el período 1980-1997, encuentran evidencia robusta a favor de una relación negativa entre la concentración en el mercado bancario y la probabilidad de experimentar una crisis bancaria. No obstante, señalan que la concentración puede ser una medida insuficiente del grado de competencia en un mercado.

Boyd, De Nicoló y Al Jalal (2006) proporcionan cierta evidencia empírica de una relación positiva entre una medida de riesgo bancario (el *Z-score*) y un índice de concentración en el mercado bancario (el índice Herfindahl-Hirschmann). Además, argumentan que la literatura empírica no es clara en relación con el paradigma del valor de la ficha bancaria. Jayaratne y Strahan (1998) encuentran que las ratios de morosidad se reducen con posterioridad a la relajación de la prohibición de apertura de oficinas bancarias en todo un Estado. Sin embargo, Dick (2008) encuentra evidencia de una relación positiva entre desregulación y aumentos del riesgo de crédito.

Allen y Gale (2004) muestran que diferentes modelos pueden proporcionar resultados distintos en términos del intercambio entre competencia y estabilidad financiera. Por su parte, Martínez-Miera y Repullo (2007) extienden el modelo de Boyd y De Nicoló permitiendo una correlación imperfecta entre los impagos de las empresas. Asimismo, detectan un efecto de aumento en el nivel de riesgo (*risk-shifting effect*) que explica el incremento de los impagos cuando los tipos de interés son mayores (esto es, cuando el entorno es menos competitivo), pero, al mismo tiempo, obtienen que hay un efecto margen que implica que el banco obtiene mayores ingresos de aquellas empresas que siguen pagando sus créditos (a tipos más altos). Por lo tanto, la relación entre grado de competencia y fragilidad financiera tiene forma de U; es decir, a medida que el número de bancos aumenta, la probabilidad de quiebras bancarias primero se reduce y luego aumenta otra vez.

El objetivo de este trabajo es contrastar cuál de los dos paradigmas (*franchise value* o *risk-shifting*) se ajusta mejor a la realidad bancaria española. Queremos contrastar la relación entre competencia y riesgo, centrándonos en el mercado bancario español, para poder explotar las bases de datos de que disponemos y que nos permitirán construir las variables más adecuadas para contrastar dicha relación. En concreto, utilizamos una base de datos sobre tipos de interés que contiene información mensual sobre los tipos de interés marginales aplicados por cada banco a un conjunto de productos, en particular, créditos y depósitos de empresas. También se utiliza la Central de Información de Riesgos (CIR) para extraer las primas de riesgo de los tipos de interés marginales de los préstamos y para obtener las ratios de morosidad del crédito a empresas. Utilizando esta información sobre tipos de interés podemos obtener índices de Lerner que miden el poder de mercado de los bancos en el segmento de negocio del crédito a empresas, de tal forma que

podamos acercarnos lo más posible a contrastar el modelo de Boyd y De Nicoló con el de Martínez-Miera y Repullo. Además de esta medida de poder de mercado, también utilizamos medidas estándares de concentración bancaria, tales como el índice de Herfindahl-Hirschmann, las cuotas de mercado de las cinco primeras entidades (C5) y el número de bancos operando en un mercado.

La medida utilizada de riesgo bancario es la ratio de morosidad del crédito a empresas (cociente entre los activos dudosos y el crédito total). Al contrastar la relación entre competencia bancaria y riesgo (o estabilidad financiera), algunos trabajos contienen evidencia para diferentes países. Aunque este tipo de análisis permite hacer inferencia considerando sistemas bancarios muy diversos, esto puede ser a costa de perder comparabilidad entre las variables (tanto dependientes como independientes) utilizadas en las pruebas, así como de lograr una menor precisión y calidad en las variables utilizadas. Al centrarnos sólo en el sistema bancario español, los problemas anteriores desaparecen.

La contribución de este trabajo es llevar a cabo un contraste limitado (sólo centrado en España), pero muy preciso, de la relación entre competencia y riesgo bancario. De acuerdo con nuestros resultados, rechazamos el modelo de Boyd y De Nicoló en la mayoría de las especificaciones; en particular, en aquellas que utilizan el índice de Lerner como medida de poder de mercado. Por lo tanto, encontramos apoyo para el paradigma tradicional del valor de la ficha bancaria, sobre el que se asienta buena parte del trabajo que han desarrollado los supervisores bancarios en las últimas décadas (liberalización y, al mismo tiempo, reforzamiento de los requerimientos de capital, creciente atención a una adecuada medición y gestión de los riesgos, regulación de la entrada y la salida en el negocio bancario, etcétera).

El resto del trabajo se organiza como sigue: en el apartado II presentamos las bases de datos, las variables y la metodología utilizada para contrastar la relación entre competencia y riesgo bancario; en el III mostramos los resultados, y en el IV concluimos.

II. DATOS Y DESCRIPCIÓN DEL MODELO

1. Datos

La variable dependiente que mide el riesgo de los bancos en este trabajo es la ratio de morosidad de los créditos a empresas (*RM*). Los activos moro-

sos son una medida *ex post*, ampliamente utilizada, del nivel de riesgo en el que ha incurrido el banco. Nos centramos en el riesgo de crédito derivado de la financiación a empresas por dos motivos. En primer lugar porque los modelos de Boyd y De Nicoló y de Martínez-Miera y Repullo se basan en el comportamiento de las empresas y, en segundo lugar, porque el riesgo de crédito es el más importante que afecta a un banco, aunque, obviamente, otros riesgos están también presentes. Las ratios de morosidad provienen de la CIR, que contiene información sobre todos los créditos de más de 6.000 euros concedidos por cualquier banco que opere en España. Por lo tanto, contiene la práctica totalidad del crédito a empresas. Aunque la información es mensual, por cuestiones prácticas utilizamos sólo los datos de diciembre.

Como ya se ha mencionado, en la literatura se utilizan diferentes variables para medir el grado de competencia bancaria. Aunque muchos trabajos han utilizado medidas de concentración como aproximaciones al grado de competencia, nosotros compartimos la preocupación de Claessens y Laeven (2004) sobre el significado real de dichas variables de concentración. Para este trabajo, utilizamos una base de datos del Banco de España que contiene el tipo de interés marginal que cada banco aplica a un conjunto amplio de productos bancarios (líneas de crédito, descuento comercial, préstamos con garantía hipotecaria, depósitos a plazo, cesiones temporales de activos, etc.) cada mes desde 1989 hasta 2003. Así, para cada banco y cada producto bancario, tenemos el tipo de interés promedio aplicado a las nuevas transacciones realizadas durante el mes (1).

Utilizando la información sobre tipos de interés antes descrita, podemos obtener un índice de Lerner para créditos a empresas para cada banco de nuestra muestra. El índice de Lerner es una medida de poder de mercado, utilizada comúnmente, que captura el grado en el que una empresa puede aumentar su precio marginal por encima del coste marginal del producto. En nuestro caso, mide en qué medida los bancos aplican tipos de interés a los créditos por encima de su coste marginal. Por lo tanto, nosotros intentamos acercarnos lo máximo posible al modelo de Boyd y De Nicoló y al de Martínez-Miera y Repullo al centrar nuestro interés en los créditos a empresas. No obstante, para evitar críticas sobre una estrechez de enfoque excesiva, también construimos un índice de Lerner para el conjunto de las operaciones de crédito (empresas y familias) y para los depósitos.

El índice de Lerner es una medida de poder de mercado mucho más precisa que cualquier medida de concentración (2). Sin embargo, el cálculo de los índices de Lerner requiere una estimación adecuada del coste marginal del producto en cuestión. En el caso de los préstamos, se requiere evaluar y extraer la prima de riesgo aplicada. Si dicha prima no se controla adecuadamente, los resultados de la medición del poder de mercado pueden estar significativamente sesgados (3).

Si el tipo de interés de un préstamo es R_1 , el índice de Lerner se define como $(R_1 - R)/R_1$, donde R es el coste marginal del préstamo. El mercado interbancario permite separar las decisiones de fijación de precios de los préstamos y de los depósitos si introducimos el supuesto, realista, de que los costes marginales de producir un préstamo o un depósito son, o bien casi fijos a muy corto plazo, o bien imposibles de calcular de forma separada para cada uno de los múltiples productos y servicios suministrados por el banco. Por lo tanto, suponemos que los bancos tienen una cota mínima para el coste marginal de los préstamos que conceden igual al tipo de interés del mercado monetario o interbancario (4).

Sin embargo, los bancos deben hacer frente al riesgo de crédito (pues existe una probabilidad positiva de que el préstamo se convierta en moroso en el futuro). Sea PD la probabilidad de que un préstamo, con un valor nominal normalizado de 1, sea moroso, y sea LGD la cantidad del valor nominal del préstamo que no puede recuperarse en caso de impago (conocida como la pérdida en caso de impago). Si el tipo de interés interbancario es r , entonces el coste de oportunidad marginal del préstamo para un banco neutral al riesgo será el tipo de interés R que permite satisfacer la igualdad entre el valor libre de riesgo del préstamo y el valor esperado de dicho préstamo, dado el riesgo de impago, es decir, el coste marginal viene dado por la expresión $R = (r + PD \cdot LGD)/(1 - PD \cdot LGD)$. Por lo tanto, el cálculo del coste marginal requiere conocer el tipo de interés interbancario y estimaciones de la PD y la LGD para cada banco.

En este trabajo, el tipo de interés interbancario r es el promedio anual del tipo de interés interbancario diario. La PD específica de cada banco se obtiene directamente de la CIR: para un banco dado y un producto concreto en el año t , la PD es el cociente entre el número de préstamos a empresas impagados y el número total de préstamos a empresas. Dado que no disponemos de información detallada sobre la LGD , utilizamos el valor del 45 por 100 fijado por el Comité de Supervisión Bancaria de Ba-

silea en su nuevo marco de determinación de los requerimientos de capital.

Centramos nuestro interés en dos tipos de financiación a empresas: descuento comercial y líneas de crédito. Sin embargo, también calculamos índices de Lerner para el conjunto de los préstamos, para algunos tipos de depósitos y para el conjunto de préstamos y depósitos, con el objetivo de aumentar la robustez de los resultados. Además de estas medidas precisas del poder de mercado, también examinamos variables estándar de concentración bancaria tales como el C5, el índice Herfindahl-Hirschmann (HHI) y el número de bancos que operan en cada mercado, como variables que pudieran aproximar el poder de mercado de las entidades. Hay que señalar que el número de bancos es efectivamente la variable utilizada por Boyd y De Nicoló y por Martínez-Mieva y Repullo en sus modelos. Dado que nuestra variable dependiente es el nivel de riesgo de crédito de cada banco y que el mercado de crédito español está segmentado geográficamente en 50 provincias, las medidas de concentración reflejan el grado de concentración que cada banco enfrenta en cada uno de los mercados provinciales en los que está presente. Para cada banco construimos una medida agregada utilizando una media ponderada, donde la ponderación es la participación relativa que el banco tiene en cada mercado. Si un banco sólo opera en una provincia, se enfrenta a los indicadores de concentración de dicha provincia; mientras que si un banco opera en todo el territorio nacional, tiene un índice ponderado de concentración para cada una de las variables que miden dicha concentración. Las medidas de concentración se refieren al mercado de crédito a empresas para ser consistentes con el resto de medidas de riesgo y poder de mercado empleadas en el trabajo.

Finalmente, también utilizamos una base de datos de balances y cuentas de resultados de las entidades con la finalidad de controlar por las características individuales de los bancos. El período analizado incluye todos los diciembre desde 1989 hasta 2003, donde acaba la base de datos de tipos de interés. Nos centramos en bancos y cajas de ahorros, que representan el 95 por 100 del total de créditos a empresas. Las cooperativas de crédito y los establecimientos financieros de crédito se excluyen debido a la falta de datos sobre tipos de interés, aunque su peso relativo es muy reducido (5 por 100).

Tenemos información de 1.007 bancos y cajas de ahorros, con un conjunto de 1.262 observaciones (5). La ratio de morosidad media ronda el 4,4 por 100,

pero con una gran dispersión entre bancos, algunos de los cuales mantienen una ratio superior al 38 por 100, al tiempo que otros, para algún año en concreto, casi no presentan dudosos. Existe una gran variabilidad en el tiempo de esta variable, con una media del 1 por 100 en los últimos años, sobre el 2 por 100 al principio de la muestra, hasta alcanzar un valor cercano al 7 por 100 en 1993. Este comportamiento está ligado al ciclo económico español, con una profunda recesión en 1993 y dos importante períodos expansionistas justo antes de esa fecha y desde la segunda parte de los años noventa. Por su parte, los tipos de interés han decrecido ininterrumpidamente durante todo el período como consecuencia de la convergencia hacia la euro-zona.

Hay un número relativamente elevado de bancos operando en cada provincia. Sin embargo, hay mucha dispersión entre provincias: en algunas sólo operan 22 entidades, mientras que en otras se acercan al centenar. En general, hay una elevada correlación entre el tamaño de una provincia (en términos de su población) y el número de entidades que operan en ella. Madrid y Barcelona, las dos provincias más pobladas en España con diferencia, tienen un número de bancos mucho mayor. El coeficiente de correlación simple entre población y número de bancos era 0,88 en 1990 y 0,85 en 2000. Entre provincias se observan diferentes patrones de comportamiento.

C5, la cuota de mercado de las cinco primeras entidades, es relativamente elevada en promedio (58 por 100), con un mínimo del 40 por 100 y un máximo cercano al 75 por 100. En cualquier caso, hay una elevada variabilidad, y ningún mercado geográfico está dominado por un número reducido de bancos. A lo largo del tiempo y de las provincias, de vez en cuando hay saltos significativos en los índices C5 como resultado de fusiones entre entidades de elevado tamaño. En relación con las fusiones, las hemos tratado como una entidad conjunta desde el momento de la fusión, y cada entidad participante por separado hasta el momento de la fusión. Por lo tanto, evitamos el atajo que a veces se toma en los trabajos empíricos de considerar a las entidades participantes en una fusión como una única entidad desde el principio del período analizado.

El índice HHI para los préstamos a empresas está en torno al 8 por 100, lo que aproximadamente significa doce bancos del mismo tamaño por mercado. Puesto que este número está muy por debajo del número medio de entidades por provincia (75), debe ocurrir que hay un número elevado de entidades en cada mercado provincial con una cuota de mercado

muy reducida (una o a lo sumo varias oficinas con escasa cuota de mercado). De forma similar, este resultado obliga a tomar con mucha cautela el número de bancos como indicador del grado de competencia en un mercado, a pesar de que sea la variable que sale de los modelos teóricos. El índice de HHI para préstamos no muestra un patrón de comportamiento claro entre provincias, ya que aumentos sostenidos se mezclan con caídas significativas.

El índice de Lerner promedio en el descuento comercial es positivo, aunque relativamente pequeño. Así, los márgenes que obtienen los bancos están en torno al 15 por 100 del tipo de interés del descuento comercial, una vez se considera la prima de riesgo de este tipo de operaciones. Para las líneas de crédito, el índice llega a ser ligeramente negativo en promedio y cero para la mediana, sugiriendo que el tipo de estas operaciones sólo cubre el coste de la financiación y la prima de riesgo aplicada a este producto. El índice de Lerner para el conjunto de los préstamos del banco es, en promedio, positivo, aunque reducido (en torno al 5 por 100). Es importante señalar que para las líneas de crédito el índice de Lerner fue particularmente bajo durante los años recesivos, ya que la prima de riesgo aumentó significativamente el coste marginal de dichas operaciones. Con posterioridad, al recuperarse la economía, el índice de Lerner pasó a ser positivo para un número elevado de entidades. Para el descuento comercial durante todo el período y para las líneas de crédito y el conjunto de la cartera crediticia, el índice de Lerner ha mostrado una tendencia creciente, con un máximo en el último año incluido en la muestra. Por otro lado, el índice de Lerner para los depósitos disminuyó ligeramente durante la primera mitad de la muestra y, con posterioridad, fluctuó en torno al 33 por 100 de los tipos de los depósitos en promedio. Para las cesiones temporales de activos, el índice de Lerner está próximo a cero, mientras que para las cuentas a la vista es mayor. Considerando conjuntamente créditos y depósitos, el índice de Lerner se sitúa en torno a 0,4 por 100, con un valor máximo de 1 por 100 y también con valores negativos, donde los tipos de interés no cubren el tipo de los depósitos y la prima de riesgo.

Finalmente, los bancos y las cajas de ahorros tienen una rentabilidad media sobre el activo (ROA) del 0,66 por 100 durante el período analizado, con una volatilidad elevada (con bancos muy rentables y otros muy poco), pero con poca diferencia entre la media y la mediana. En la muestra hay grandes bancos, con una cuota de mercado próxima al 10 por 100, y bancos muy pequeños, con una cuota casi impercepti-

ble. Hay sustanciales diferencias de especialización entre bancos y cajas, con algunos de ellos concentrando una parte muy elevada de su crédito en empresas (90 por 100 del crédito a empresas) o, por el contrario, sin apenas operaciones en dicho segmento de mercado.

2. Descripción del modelo

Para examinar las diferentes hipótesis respecto al paradigma del valor de la ficha bancaria y del cambio en el nivel de riesgo de Boyd y De Nicoló y Martínez-Miera y Repullo utilizamos el siguiente modelo de regresión:

$$RIESGO_{it} = f(\text{ÍNDICE COMPETENCIA}_{it}, \text{CICLO}_{it}, \text{VARIABLES CONTROL BANCO}_{it}) \quad [1]$$

donde i se refiere a banco, y t al año. El modelo establece la relación entre una medida de riesgo del banco y otra de competencia, controlando por las características de los bancos y la posición cíclica de la economía. Una relación positiva y significativa entre las medidas de riesgo y de competencia proporcionaría evidencia a favor del paradigma del valor de la ficha bancaria. El modelo concreto que especificamos es:

$$\ln\left(\frac{RM_{it}}{100 - RM_{it}}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\frac{RM_{it-1}}{100 - RM_{it-1}}\right) + \delta_1 \text{COMPET}_{it} + \delta_2 \text{COMPET}_{it}^2 + \gamma_1 \text{VarPIB}_t + \gamma_2 \text{VarPIB}_{t-1} + \varphi_1 \text{ROA}_{it} + \varphi_2 \text{TAMAÑO}_{it} + \varphi_3 \text{ESPECIALIZACIÓN}_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

La variable dependiente es la transformación logística de la ratio de morosidad (RM) del crédito a empresas del banco. Utilizamos la transformación logística para que el rango de variación de la variable dependiente no se circunscriba al intervalo cero uno, sino que sea infinito. Hay un elevado grado de persistencia en la variable dependiente, con una autocorrelación de primer orden del 0,68. Por lo tanto, incluimos la variable dependiente desfasada un período como variable explicativa (6). El subíndice i se refiere al banco, mientras que el t recoge el tiempo.

Controlamos por la posición cíclica de la economía introduciendo la tasa de variación del PIB (VarPIB) en términos reales, tanto contemporánea como desfasada un período, dado que la ratio de morosidad se mueve significativamente con el ciclo. También

controlamos por la rentabilidad del banco (utilizando el ROA), su tamaño (a través de su cuota de mercado a nivel nacional, $TAMAÑO$ y su especialización (porcentaje que representa el crédito a empresas sobre el crédito total, $ESPECIALIZACIÓN$).

Nuestras variables principales de interés son aquellas relacionadas con el grado de competencia bancaria, denominado $COMPET_{it}$. En el mercado de crédito utilizamos el número de bancos, el C5, el HHI así como el índice de Lerner del descuento comercial, las líneas de crédito y todos los préstamos. En el mercado de depósitos utilizamos el índice de Lerner de los depósitos a plazo, las cesiones temporales y las cuentas a la vista. También examinamos el índice de Lerner para el conjunto de los préstamos y los depósitos. Como queda claro en el modelo especificado, también incluimos la variable $COMPET_{it}$ al cuadrado en nuestras regresiones. Tal como se menciona en el apartado II, Martínez-Miera y Repullo (2007) indican que en un entorno como el del modelo de Boyd y De Nicoló (2005) es posible que la relación entre el número de bancos y el riesgo no sea lineal. Incluimos también un efecto fijo por banco η_i para controlar por características de los bancos inobservables pero constantes a lo largo del tiempo. Finalmente, ε_{it} es un error aleatorio.

Podría ocurrir que las características inobservables de los bancos estuvieran correlacionadas con su ratio de morosidad; por ejemplo, la aversión al riesgo de los gestores o los accionistas del banco. En este caso, una estimación en niveles del modelo [2] produciría estimaciones sesgadas de los parámetros debido a la presencia de la variable dependiente desfasada. De forma similar, una estimación por MCO del modelo [2] también sesgaría los resultados. Para hacer frente a estos problemas de estimación, utilizamos el procedimiento de Arellano y Bond (1991) y estimamos el modelo en primeras diferencias utilizando el estimador del método generalizado de momentos (GMM). Por lo tanto, tratamos las características del banco como endógenas y utilizamos hasta tres desfases de las variables para instrumentarlas. La validez de estos instrumentos se contrasta mediante un test de Sargan. Dado que tomamos primeras diferencias, deberíamos observar autocorrelación de primer orden, pero no de segundo orden, en los residuos.

En la especificación de nuestro modelo, valores positivos y significativos para δ_1 y δ_2 serían evidencia a favor del modelo de Boyd y De Nicoló, mientras que valores negativos y significativos soportarían el paradigma del valor de la ficha bancaria.

Esperamos un valor positivo y significativo para la dependiente desfasada, y un valor negativo y significativo para la tasa de variación del PIB, dado que la morosidad aumenta en las fases recesivas, y viceversa. En principio, no tenemos signos claros para las características bancarias. En general, debería haber una relación positiva entre rentabilidad y riesgo en el largo plazo, pero los bancos con elevadas ratios de morosidad pueden experimentar pérdidas significativas en un año concreto. La especialización de un banco debería ser indicativa de una mayor capacidad de selección de los prestatarios, aunque, al mismo tiempo, es posible que los bancos más especializados estén dispuestos a incurrir en mayores riesgos. Finalmente, no hay una relación clara entre el tamaño de un banco y su nivel de riesgo. Un banco grande puede beneficiarse de una mayor diversificación geográfica, pero, al mismo tiempo, los gestores de dicha entidad podrían aprovecharse de dicha diversificación para aumentar el perfil de riesgo de la entidad (7).

III. RESULTADOS

El cuadro n.º 1 muestra los resultados de la estimación del modelo [2]. Sus seis columnas difieren

en cuál es la medida de competencia utilizada. Los test de autocorrelación de los residuos y de validez de los instrumentos se pasan satisfactoriamente.

En las seis regresiones la variable dependiente desfasada es significativa al 1 por 100, con un valor del parámetro que confirma la persistencia de los ratios de morosidad de las entidades. La tasa de variación del PIB contemporánea es negativa y significativa al 1 por 100, mientras que la desfasada un año es siempre negativa, pero sólo significativa en las cuatro últimas columnas. En cualquier caso, los parámetros de la tasa de variación del PIB retrasado un año son siempre menores (en valor absoluto) que la mitad del parámetro contemporáneo, indicando que el ciclo se traslada bastante rápidamente a los ratios de morosidad de las empresas (8).

Los bancos de mayor tamaño tienen menores ratios de morosidad en las seis regresiones. Por lo tanto, parece que la diversificación de las carteras crediticias, y quizá también una mayor capacidad de gestión del riesgo en las entidades grandes, juegan un papel en la mitigación del riesgo de crédito en España. Cuanto más especializado está un banco en crédito a empresas, menores son las pérdidas en dichos

CUADRO N.º 1

RESULTADO DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO

$$\ln \left(\frac{RM_{it}}{100 - RM_{it}} \right) = \alpha + \beta \ln \left(\frac{RM_{it-1}}{100 - RM_{it-1}} \right) +$$

$$+ \delta_1 \text{COMPET}_{it} + \delta_2 \text{COMPET}_{it}^2 + \gamma_1 \text{VarPIB}_t + \gamma_2 \text{VarPIB}_{t-1} + \varphi_1 \text{ROA}_{it} + \varphi_2 \text{TAMAÑO}_{it} + \varphi_3 \text{ESPECIALIZACIÓN}_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it}$$

RM es una variable que mide el importe de riesgos dudosos sobre el importe total del crédito de la entidad, *VarPIB* recoge la variación interanual del PIB real, *ROA* es la rentabilidad del banco sobre el activo, *TAMAÑO* mide el tamaño de la entidad a través de su cuota de mercado, *ESPECIALIZACIÓN* mide el grado de especialización de la entidad en el mercado de las empresas a través del cociente entre el volumen de los créditos concedidos a empresas sobre el importe total concedido, η controla por las características inobservables de la entidad que se mantienen constantes en el tiempo y, finalmente, ε es el término de error.

VARIABLE DEPENDIENTE: $\ln [RM_{it}/(100 - RM_{it})]$		ACTIVO				
COMPET _{it}	Ln (# bancos)	C5	Herfindahl	Descuento comercial	Lerners Cuentas de crédito	Préstamos
$\ln [RM_{it-1}/(100 - RM_{it-1})]$	(+) ***	(+) ***	(+) ***	(+) ***	(+) ***	(+) ***
VARPIB _t	(-) ***	(-) ***	(-) ***	(-) ***	(-) ***	(-) ***
VARPIB _{t-1}	(-)	(-)	(-) **	(-) ***	(-) ***	(-) ***
COMPET _{it}	(-)	(-)	(-) *	(-) ***	(-) ***	(-) ***
COMPET _{it} ²	(+)	(+)	(+)	(-) ***	(-) ***	(-) ***
TAMAÑO _t	(-) ***	(-) ***	(-) ***	(-) ***	(-) ***	(-) ***
ESPECIALIZACIÓN _{it}	(-) ***	(-) ***	(-) ***	(-) ***	(-)	(-) *
ROA _{it}	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)

***, **, *, indica que el coeficiente es significativo al 1 por 100 (5, 10 por 100, respectivamente).

préstamos. Este resultado es estadísticamente significativo en las cuatro primeras regresiones al 1 por 100, y al 10 por 100 en la última. En general, nuestros resultados ponen de manifiesto que la especialización mejora la selección de prestatarios por parte de los bancos. Finalmente, el ROA no es significativo, aunque es negativo en las seis regresiones.

En relación con las variables de mayor interés en este trabajo, la primera columna del cuadro n.º 1 muestra que el número de bancos que opera en un mercado no tiene ningún efecto en el riesgo de las entidades. Por lo tanto, la predicción del modelo de Boyd y De Nicoló se rechaza claramente. Ya hemos argumentado que las medidas de concentración son aproximaciones burdas del poder de mercado de los bancos. Los resultados de las regresiones para C5 y HHI confirman dicha afirmación. Las columnas 2 y 3 del cuadro n.º 1 muestran que el C5 no tiene ningún impacto en las ratios de morosidad, mientras que el HHI es sólo significativo al 10 por 100 (el término lineal sólo), aunque el signo negativo sugiere que un aumento en la concentración provoca una disminución en el riesgo de crédito, lo que está en línea con el paradigma del valor de la ficha bancaria si aceptamos que la concentración es una variable que aproxima el poder de mercado.

Más interesantes son las tres últimas columnas basadas en el índice de Lerner; δ_1 y δ_2 son ambos negativos y significativos al 1 por 100 en los tres casos. Un aumento del poder de mercado, medido por un aumento del índice de Lerner en el descuento comercial, las líneas de crédito y el conjunto de los créditos, produce una disminución del nivel de riesgo del banco. Por lo tanto, encontramos evidencia clara y muy significativa a favor del paradigma del valor de la ficha bancaria. Además, dado que nos hemos centrado específicamente en los créditos a empresas, tanto en la medida de riesgo como de competencia, podemos rechazar claramente los resultados del modelo de Boyd y De Nicoló (9).

IV. CONCLUSIONES

En la literatura académica, el paradigma dominante es que el valor de la ficha bancaria juega un papel clave a la hora de limitar el nivel de riesgo de cada banco y, por tanto, del conjunto del sistema bancario. A medida que el valor de la ficha bancaria aumenta, los gestores del banco y sus accionistas típicamente limitarán, o incluso reducirán, su nivel de riesgo para preservar dicho valor. La fuente de valor para la ficha bancaria se supone, nor-

malmente, que responde al poder de mercado de las entidades. Por lo tanto, un nivel de competencia bancaria reducido, o, equivalentemente, una mayor concentración, se considera que promueve la estabilidad financiera.

En un trabajo reciente Boyd y De Nicoló (2005) proponen una visión alternativa. Argumentan que una mayor concentración en el mercado bancario podría afectar a su estabilidad de forma diferente, dependiendo del efecto neto entre los mercados de depósitos y de créditos. En particular, argumentan que la visión tradicional ha ignorado el canal del mercado de crédito, lo que puede llevar a conclusiones erróneas. Específicamente, los autores mencionados sugieren que la concentración en el mercado de crédito podría llevar a aumentos en los tipos de interés de los préstamos que, a su vez, aumenten la fragilidad financiera de los prestatarios y sus probabilidades de impago, así como sus incentivos a adoptar inversiones más arriesgadas. Martínez-Miera y Repullo (2007) presentan un modelo que permite reconciliar el valor de la ficha bancaria y el cambio en el nivel de riesgo de tal forma que la relación entre competencia bancaria y riesgo puede tomar la forma de U.

Utilizando bases de datos muy específicas y detalladas sobre los bancos españoles, en este trabajo contrastamos explícitamente si el paradigma de cambio en el nivel de riesgo de Boyd y De Nicoló está presente o no en nuestros datos. Nuestra variable dependiente es la ratio de morosidad en el crédito a empresas de cada banco, que es la variable que aparece en los modelos de Boyd y De Nicoló y de Martínez-Miera y Repullo. Controlando por las condiciones macroeconómicas y por las características de los bancos, examinamos el impacto de varias medidas de concentración, tanto en el mercado de créditos como en el de depósitos. Encontramos que el número de bancos compitiendo en un mercado, que es la medida de competencia señalada en Boyd y De Nicoló y en Martínez-Miera y Repullo, no tiene ningún efecto en las ratios de morosidad. Además, otras medidas de concentración bancaria como el C5, la cuota de mercado de los cinco primeros bancos, o el índice Herfindahl-Hirschmann, tampoco afectan a las ratios de morosidad ni, por tanto, al nivel de riesgo en que ha incurrido el banco.

Estas medidas de concentración se usan tradicionalmente como aproximaciones al poder de mercado de las entidades, pero no son medidas directas de éste. En este trabajo somos capaces de construir me-

didadas de poder de mercado basadas en los índices de Lerner construidos a partir de información sobre los tipos marginales que cada banco aplica a un conjunto de productos crediticios. Nuestros resultados indican que los índices de Lerner que miden el poder de mercado en los créditos tienen una relación negativa con el riesgo del banco, es decir, al aumentar el poder de mercado, las ratios de morosidad disminuyen. Este resultado es evidencia directa a favor del paradigma del valor de la ficha bancaria.

En definitiva, nuestros resultados empíricos muestran evidencia a favor del paradigma del valor de la ficha bancaria, es decir, muestran que un elevado grado de competencia en un sistema bancario aumenta la inestabilidad financiera. Aunque nuestro trabajo se limita solo a un país, el largo período analizado y la proximidad de las variables utilizadas a los modelos teóricos debilitan las versiones alternativas al mencionado paradigma.

NOTAS

(*) Las opiniones expresadas en este trabajo son de los autores, y no son necesariamente compartidas por el Banco de España o la Reserva Federal de San Francisco.

(1) Una descripción más detallada de la base de datos aparece en MARTÍN *et al.* (2007).

(2) Bajo hipótesis convencionales, TIROLE (1988) muestra que el índice de Lerner está relacionado con las medidas de pérdida de bienestar habitualmente utilizadas en la literatura (triángulos de HARBERGER, 1964).

(3) A continuación seguimos a MARTÍN *et al.* (2006) para construir adecuadamente los índices de Lerner.

(4) FREIXAS y ROCHET (1997) revisan los modelos de fijación de precios en diferentes entornos competitivos.

(5) Éste es el número final de observaciones utilizado para ejecutar las regresiones, una vez tomadas diferencias y permitiendo los convenientes desfases en los instrumentos. El número inicial de observaciones es de 1.632. Dichas observaciones están uniformemente distribuidas a lo largo de los catorce años analizados.

(6) Véase SALAS y SAURINA (2002) para el caso español.

(7) Véase, por ejemplo, HUGHES *et al.* (1996) para este último resultado.

(8) Probablemente, si tuviéramos como variable dependiente los morosos del crédito a familias (en particular, de los créditos con garantía hipotecaria), el impacto del ciclo tardaría más en reflejarse.

(9) Numerosos análisis de robustez confirman los anteriores resultados. Un análisis más detallado puede verse en JIMÉNEZ *et al.* (2007).

BIBLIOGRAFÍA

ALLEN, F., y GALE, D. (2004), «Competition and financial stability», *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, 3, junio, parte 2: 453-480.

ARELLANO, M., y BOND, S. (1991), «Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations», *Review of Economic Studies*, 58: 277-297.

BECK, T.; DEMIRGÜÇ-KUNT, A., y LEVINE, R. (2006), «Bank concentration, competition, and crises: first results», *Journal of Banking and Finance*, 30: 1581-1603.

BESANKO, D., y THAKOR, A. (1993), «Relationship banking, deposit insurance and bank portfolio choice», en MAYER, C., y VIVES, X. (eds.), *Capital Markets and Financial Intermediation*, Cambridge University Press.

BOYD, J. H., y DE NICOLÓ, G. (2005), «The theory of bank risk taking and competition revisited», *Journal of Finance*, 60: 1329-1343.

BOYD, J. H.; DE NICOLÓ, G., y AL JALAL, A. (2006), «Bank risk taking and competition revisited: New theory and new evidence», manuscrito, Carlson School of Management, Universidad de Minnesota.

BREWER III, E., y SAIDENBERG, M. R. (1996), «Franchise value, ownership structure, and risk at savings institutions», Federal Reserve Bank of New York, *Documento de trabajo* 9632.

CHAN, Y.; GREENBAUM, S., y THAKOR, A. (1986), «Information reusability, competition and bank asset quality», *Journal of Banking and Finance*, 10: 243-253.

CLAESSENS, S., y LAEVEN, L. (2004), «What drives bank competition? Some international evidence», *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, 3, junio parte 2: 563-583.

DEMSETZ, R. S.; SAIDENBERG, M. R., y STRAHAN, P. E. (1996), «Banks with something to lose: The disciplinary role of franchise value», *FBNY Economic Policy Review*, octubre: 1-14.

DERMINE, J. (1986), «Deposit rates, credit rates and bank capital», *Journal of Banking and Finance*, 10: 99-114.

DICK, A. (2008), «Nationwide branching and its impact on market structure, quality and bank performance», *Journal of Business*, 79; de próxima aparición.

FREIXAS, X., y ROCHET, J. C. (1997), *Microeconomics of Banking*, The MIT Press.

FURLONG, F. T., y KEELEY, M. C. (1989), «Bank capital regulation and risk taking: A note», *Journal of Banking and Finance*, 13: 883-891.

HARBERGER, A. C. (1964), «The measurement of waste», *American Economic Review*, 54, 3: 58-76.

HELLMANN, T. F.; MURDOCK, K. C., y STIGLITZ, J. E. (2000), «Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation: Are capital requirements enough?», *American Economic Review*, 90, n.º 1, marzo: 147-165.

HUGHES, J. P.; LANG, W.; MESTER, L. J., y MOON, C. (1996), «Efficient banking under interstate branching», *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 4, noviembre: 1045-1071.

JAYARATNE, J., y STRAHAN, P. E. (1998), «Entry restrictions, industry evolution, and dynamic efficiency: evidence from commercial banking», *Journal of Law and Economics*, XLI, abril: 239-273.

JIMÉNEZ, G.; LÓPEZ, J. A., y SAURINA, J. (2007), «How does competition impact bank risk taking?», manuscrito.

KEELEY, M. C. (1990), «Deposit insurance, risk and market power in banking», *American Economic Review*, 80: 1183-1200.

MARCUS, A. J. (1984), «Deregulation and bank policy», *Journal of Banking and Finance*, 8: 557-565.

MARTÍN, A.; SALAS, V., y SAURINA, J. (2006), «Risk premium and market power in credit markets», *Economics Letters*, 93: 450-456.

— (2007), «A test of the Law of One Price in retail banking»; de próxima aparición en *Journal of Money, Credit and Banking*.

MARTÍNEZ-MIERA, D., y REPULLO, R. (2007), «Does competition reduce the risk of bank failure?», manuscrito, CEMFI.

- MATUTES, C., y VIVES, X. (1996), «Competition for deposits, fragility, and insurance», *Journal of Financial Intermediation*, 5: 184-216.
- (2000), «Imperfect competition, risk taking, and regulation in banking», *European Economic Review*, 44: 1-34.
- REPULLO, R. (2004), «Capital requirements, market power, and risk-taking in banking», *Journal of Financial Intermediation*, 13: 156-182.
- SALAS, V., y SAURINA, J. (2002), «Credit risk in two institutional regimes: Spanish commercial and savings banks», *Journal of Financial Services Research*, 22, 3: 203-224.

- (2003), «Deregulation, market power and risk behavior in Spanish banks», *European Economic Review*, 47: 1061-1075.
- SAUNDERS, A., y WILSON, B. (1996), «Bank capital structure: Charter value and diversification effects», *Working Paper S-96-52*, New York, University Salomon Center
- SUÁREZ, F. J. (1994), «Closure rules, market power and risk-taking in a dynamic model of bank behavior», *Discussion Paper 196*, LSE, Financial Markets Group.
- TIROLE, J. (1988), *The Theory of Industrial Organization*, MIT Press, Cambridge, MA.