

CONCENTRACIÓN Y COMPETENCIA BANCARIAS EN ESPAÑA:  
EL IMPACTO DE LA CRISIS Y LA REESTRUCTURACIÓN (\*)

Paula Cruz-García (\*\*), Juan Fernández de Guevara (\*\*) (\*\*\*) y Joaquín Maudos (\*\*) (\*\*\*)

(\*) Los autores agradecen los comentarios y sugerencias recibidos de un evaluador anónimo así como el apoyo financiero del Ministerio de Economía, Industria y Competitividad (proyecto de investigación ECO2017-84858-R). Paula Cruz-García también agradece el apoyo financiero al Ministerio de Educación, Ciencia y Deporte (FPU2014/00936).

(\*\*) Universitat de València, Departamento de Análisis Económico, Edificio departamental Oriental. Avda. dels Tarongers, s/n. 46022 Valencia, España. Tel.: +34 96 382 82 46. Email: paula.cruz@uv.es.

(\*\*\*) Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (Ivie). C/ Guardia Civil, 22, Esc. 2, 1º. 46020 Valencia, España. Tel.: +34 96 319 00 50; fax: +34 96 319 00 55. Email: joaquin.maudos@ivie.es, juan.fernandez@ivie.es.



## CONCENTRACIÓN Y COMPETENCIA BANCARIAS EN ESPAÑA: EL IMPACTO DE LA CRISIS Y LA REESTRUCTURACIÓN

### Resumen

El objetivo de este artículo es analizar la reciente evolución de la concentración y la competencia bancaria en España, centrandó la atención en el impacto de la reciente reestructuración y consolidación del sector, y aportando información a nivel provincial. Los indicadores de competencia construidos muestran, en principio, que la competencia se ha resentido con la reestructuración desde 2008, si bien el indicador que tiene en cuenta el riesgo muestra que los niveles actuales son similares a los que existían antes de la crisis. En el caso de la concentración del mercado, la imagen agregada a escala nacional enmascara situaciones bien distintas en el ámbito provincial, con niveles muy elevados en algunos casos. Por tanto, desde el punto de vista de la competencia, es importante analizar la rivalidad competitiva no solo a nivel nacional, sino también en mercados con menor dimensión geográfica.

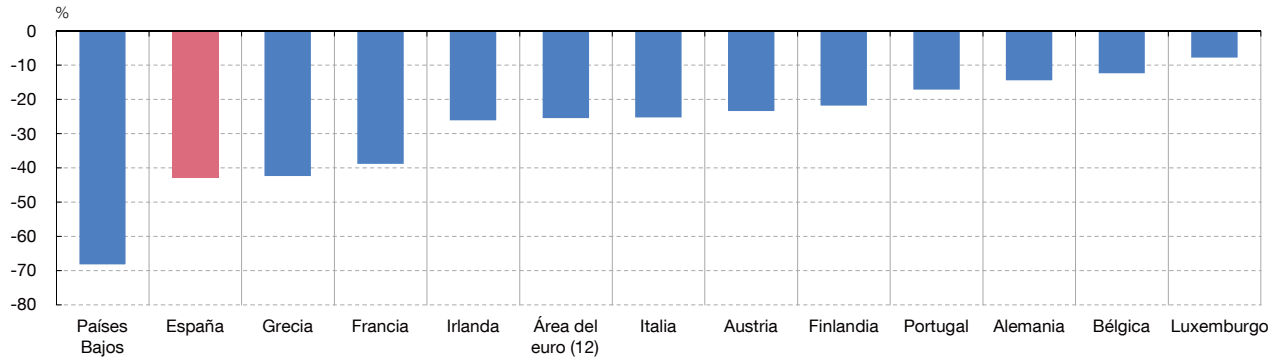
### 1 Introducción

El sector bancario español ha experimentado una profunda transformación en los últimos años para corregir los desequilibrios que acumuló en los años de expansión, hasta 2008. La principal vía por la que este sector se ha reestructurado ha sido la de las fusiones, lo que se ha traducido en un importante aumento de la concentración del mercado. Así, como muestra el gráfico 1, el número de entidades de crédito ha caído un 43 % de 2008 a 2016, lo que supone 155 competidores menos hasta situarse en 207. Es una caída muy superior a la que ha tenido lugar, en media (ponderada), en los doce países de la eurozona mostrados en el gráfico (25 %).

En paralelo a la reducción del censo bancario, ha aumentado la concentración del mercado. Si en 2008 las cinco mayores entidades (CR-5) acaparaban el 42 % del mercado en términos de activo total, en 2016, su cuota conjunta de mercado se sitúa en el 61,8 %, lo que supone un aumento del 46 % (véase gráfico 2). Si tenemos en cuenta la totalidad de los competidores, el índice de Herfindahl (HHI) ha pasado de 497 puntos a 937, lo que supone un aumento del 89 %. En ambos índices, los crecimientos son muy superiores a la media ponderada de los doce países de la eurozona considerados (5,1 % en la cuota de mercado de los 5 grandes y 9,9 % en el índice de HHI).

Si ponemos el punto de mira en el último dato disponible en la comparativa internacional de la concentración del mercado bancario referida a 2016, aparece un elemento potencial de preocupación y es observar que tras el intenso crecimiento de los últimos años, en 2016 la concentración en España se sitúa bastante por encima de la media (ponderada) de la eurozona (un 28 % superior en términos del índice de Herfindahl y un 27 % en el caso del CR-5), lo que plantea el interrogante de sus posibles efectos sobre el nivel de competencia. En cualquier caso, el nivel actual de concentración se sitúa por debajo de los umbrales a partir de los cuales un mercado se considera excesivamente concentrado. Así, el BCE (y también las guías del Department of Justice and Federal Trade Commission of USA desde 1992) considera que un mercado está excesivamente concentrado a partir de un valor de 1.800 del índice de Herfindahl, valor muy por encima del último dato publicado por el BCE (937) referido a 2016.

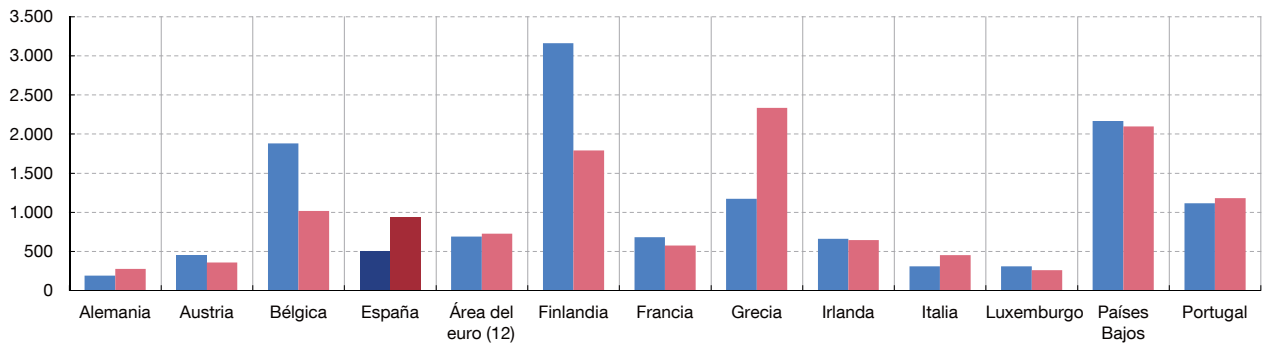
La visión que se desprende del análisis de la concentración del mercado puede diferir según el ámbito geográfico analizado. Así, los índices de concentración que publica el BCE están referidos al mercado nacional. Pero en ámbitos geográficos más reducidos (como el regional o el provincial), en los que compiten algunas entidades, los índices de



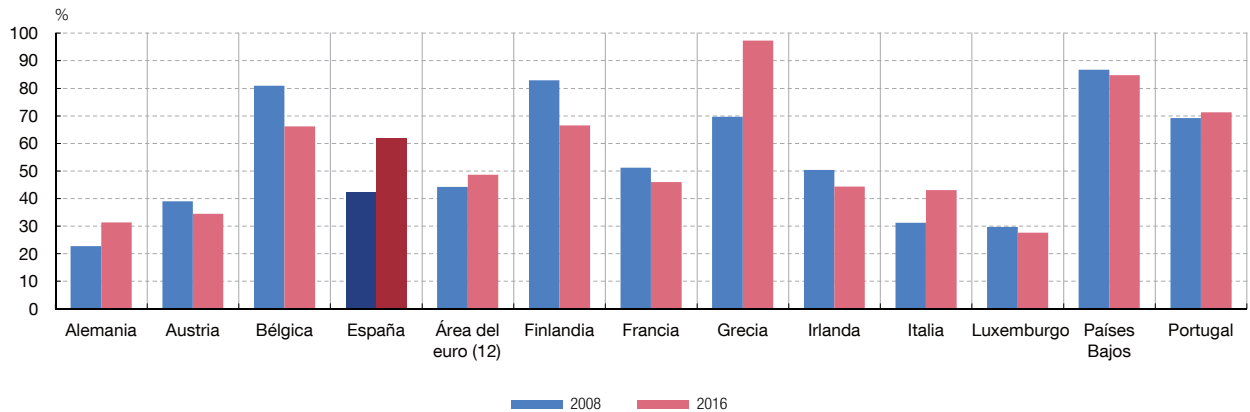
FUENTE: Banco Central Europeo. *Structural financial indicators*.

CONCENTRACIÓN DE LOS MERCADOS BANCARIOS DEL ÁREA DEL EURO EN TÉRMINOS DE ACTIVO TOTAL (a)

1 ÍNDICE DE HERFINDAHL



2 CR-5



FUENTE: Banco Central Europeo (2018).

a El área del euro es la media ponderada utilizando como factor ponderador el activo total.

concentración obviamente serán distintos. Por tanto, tiene interés analizar ámbitos geográficos inferiores al nacional para evaluar la concentración y sus posibles efectos sobre la competencia.

El interés en analizar la dimensión regional de la competencia no es nuevo y es algo que preocupa a las autoridades, en concreto a la Comisión Nacional de la Competencia (CNC).

Así, si bien en la actividad de banca minorista el extinguido Tribunal de Defensa de la Competencia estableció que existían diversas razones para considerar mercados geográficos locales (autonómicos o regionales, siendo el más reducido el de ámbito provincial), la CNC considera que el mercado nacional es el relevante, al menos en la banca dirigida al pequeño ahorrador y a las pymes. No obstante, a pesar de esta consideración, cuando la cuota de mercado de la entidad fruto de la concentración supera el 30 %<sup>1</sup> en alguna comunidad autónoma o provincia, la CNC analiza el impacto de la operación en estos ámbitos locales. Para la banca de inversión (excepto para ciertos segmentos de productos) y corporativa, el mercado relevante es supranacional. En cambio, para la actividad de seguros y fondos de pensiones, el mercado se considera de dimensión nacional.

Una vez analizados los mercados geográficos en los que la cuota de mercado de la entidad resultante supera el 30 %, la CNC analiza el incremento que se produce fruto de la integración, siendo favorable su dictamen si la variación es reducida. No obstante, en algún caso también es favorable con niveles de concentración elevados si existen competidores relevantes.

En el ámbito regional, desgraciadamente, no existe información pública disponible sobre variables *proxy* del negocio bancario a nivel de entidad, por lo que no nos es posible calcular índices de concentración en base a variables como el activo, los créditos o los depósitos. Por ello, utilizamos el número de oficinas como indicador de actividad, ya que es la única información pública disponible a nivel de entidad y provincia. Así, en base a la distribución de la red de oficinas de las entidades de depósitos (bancos, cajas y cooperativas de crédito) por provincias, construimos índices de concentración.

Aunque analizamos la evolución de la concentración de los mercados provinciales, somos conscientes de las limitaciones de los índices de concentración como indicadores de competencia, a pesar de ser utilizados por las autoridades de defensa de la competencia. Por este motivo, en el trabajo se estiman indicadores de competencia, siendo el índice de Lerner el único que se puede construir a nivel de entidad. Dado que disponemos de la distribución provincial de oficinas de cada entidad de depósito, podemos elaborar un índice de Lerner promedio de cada provincia, como media ponderada de los índices de las entidades de depósito que compiten en esa provincia, utilizando como factor ponderador el número de oficinas. De esta forma, tiene interés comparar la concentración del mercado de las provincias con el índice de Lerner de cada provincia. Es importante advertir que el indicador construido no es en rigor un indicador de la competencia en cada provincia, dado que el índice de Lerner de cada entidad se estima a nivel nacional. Por tanto, el indicador provincial construido, promediando de forma ponderada los índices de Lerner de las entidades que tienen oficinas en esa provincia, informan de la presencia de bancos más o menos competitivos a nivel nacional en la provincia analizada, pero no del nivel exacto de competencia en esa provincia.

En este contexto, el objetivo del presente trabajo es analizar la evolución reciente de la competencia en el sector bancario español (cubriendo el período 2005-2016), poniendo el énfasis en el impacto de la crisis y la consiguiente reestructuración. Para ello, se utilizan tres indicadores de competencia (el estadístico H, el indicador de Boone y el índice de Lerner). Dada la importancia que desde el punto de vista de la competencia se le da a la concentración del mercado y al número de competidores, también se analiza su evolución.

---

<sup>1</sup> Véase artículo 8 de la Ley 15/2007, de 3 de julio, de defensa de la competencia.

Con estos objetivos, el artículo se estructura de la forma siguiente. En la sección 2 se resumen brevemente las distintas aproximaciones que existen a la medición de la competencia bancaria, y los correspondientes indicadores. En la sección 3 se analiza la evolución de la competencia en el sector bancario español a nivel nacional, estimando los tres indicadores. En la sección 4 el foco se pone en la dimensión provincial de la competencia, construyendo índices de concentración y de poder de mercado para cada una de las 52 provincias españolas. Finalmente, la sección 5 contiene las conclusiones.

## 2 Revisión de la literatura sobre la medición de la competencia bancaria

Existen, de forma general, dos enfoques para analizar la competencia bancaria: a) una aproximación estructural basada en el paradigma estructura-conducta-resultado (cuyo origen está en la aportación de Bain, 1951) que utiliza índices de concentración como indicadores de competencia, y b) el enfoque de la llamada literatura de la nueva organización industrial empírica, que estima indicadores de competencia obtenidos a partir de modelos sobre el comportamiento de los bancos. La primera aproximación utiliza índices de concentración como la cuota de mercado de un determinado número de bancos (CR) o el índice de Herfindahl. La segunda aproximación utiliza indicadores como el contraste de Panzar y Rosse (estadístico H), el índice de Lerner, el indicador Boone de competencia o el índice o parámetro de conducta de Bresnahan (variaciones conjeturales).

En la primera aproximación, la idea que subyace es que cuantos menos bancos y más grandes existan, más fácil es comportarse de una forma no competitiva (colusiva) y por tanto obtener rentas de monopolio u oligopolio. En consecuencia, se utilizan cuotas de mercado o concentración como indicadores de competencia y esta es la idea que siguen algunas autoridades de defensa de la competencia cuando apoyan sus decisiones en el análisis de la variación de la concentración tras una fusión<sup>2</sup>. Sin embargo, utilizar la concentración como indicador de competencia presenta limitaciones. Así, como comentan Shaffer y Spierdijk (2017), no tiene en cuenta la cuestión clave de la causalidad, ya que una gran cuota de mercado puede ser consecuencia de la existencia de barreras de entrada (y por tanto, de ausencia de competencia) pero también de que la empresa genere productos de gran calidad a menores precios que sus competidores, lo que supone un beneficio para el consumidor. A pesar de que se utilizan en las guías de las autoridades de la competencia a la hora de valorar las fusiones, tanto desde el punto de vista teórico como en el terreno empírico son muchos los trabajos que muestran las limitaciones de los índices de concentración como indicadores de competencia<sup>3</sup>.

La nueva organización industrial empírica añade fundamentos teóricos adicionales en relación con la primera aproximación, y toma como punto de partida un problema de maximización de beneficios. En esta aproximación de la competencia, son tres los indicadores utilizados con más frecuencia: a) el índice de Lerner de poder de mercado; b) el indicador de Boone; y c) el estadístico H o contraste de Panzar y Rosse.

---

2 Por ejemplo, de acuerdo con la US Department of Justice and Federal Trade Commission (2010), se evalúa la variación del índice de Herfindahl y si el aumento posfusión supera 200 puntos se exige un análisis más profundo dado el mayor riesgo de poder de mercado. Según esta guía, un valor del índice por encima de 2.500 considera el mercado altamente concentrado, y entre 1.500 y 2.500, moderadamente concentrado.

3 Ya hace años que Demsetz (1973) mostró las limitaciones de la concentración como indicador de competencia. Así, si las empresas eficientes ganan cuota de mercado, aumenta la concentración y no por ello existe menos competencia (es la llamada *efficient structure hypothesis*, que exige incluir como variable explicativa de la rentabilidad la eficiencia, además de la concentración del mercado). El reciente trabajo de Bos *et al.* (2017) muestra las limitaciones de la utilización del índice de Herfindahl como indicador sesgado de competencia y propone una nueva medida llamada «critical mass».

El índice de Lerner se deriva de un modelo clásico de competencia bancaria como es el de Monti-Klein<sup>4</sup>, aunque existen otras versiones de modelos teóricos. Este índice mide la capacidad de las empresas para fijar un precio por encima del coste marginal. Así, en competencia perfecta el valor del índice es cero (precio = coste marginal). Un aumento del índice implica una pérdida del bienestar del consumidor. La ventaja de este indicador de competencia es que ofrece un valor a nivel de empresa y es relativamente sencillo de aproximar si se dispone de información de costes, al menos en comparación con los problemas econométricos de identificación de otros indicadores de competencia, como el parámetro de conducta de Bresnahan. El índice de Lerner ha sido utilizado en muchos trabajos, entre los que destacan los de Angelini y Cetorelli (2003), Maudos y Fernández de Guevara (2004 y 2007), Fernández de Guevara *et al.* (2005), Fernández de Guevara y Maudos (2017), Carbó y Rodríguez (2007) y Koetter *et al.* (2012), entre otros.

Boone (2008), desarrolló un indicador de competencia basado en que las empresas más eficientes tienen mayores beneficios, a través de mayores cuotas de mercado. Para su cálculo se regresa la cuota de mercado o la rentabilidad de cada banco con sus costes marginales, siendo el valor del indicador de Boone el parámetro, resultado de la estimación, que acompaña a los costes marginales. Por tanto, cuanto mayor sea el valor absoluto del parámetro, mayor es la competencia. Esta medida ha sido utilizada por diversos autores como van Leuvensteijn *et al.* (2011), Delis (2012) o Fernández de Guevara y Maudos (2017), entre otros.

Dentro de la teoría de los «mercados contestables» desarrollada por Baumol (1982) y Baumol *et al.* (1983), encontramos el tercero de los indicadores más frecuentemente utilizado en la medición de la competencia bancaria: el estadístico H, desarrollado por Rosse y Panzar (1977) y Panzar y Rosse (1987). Este indicador tiene un punto de conexión con el índice de Lerner ya que ambos miden cómo se desvían los precios/ingresos que cargan las empresas a sus costes marginales/precio de los factores productivos. En concreto, el estadístico H se centra en analizar el grado de respuesta de los ingresos a cambios en los precios de los *inputs*. Trabajos posteriores han mostrado situaciones en las que no se da esa correspondencia, destacando la demoledora crítica con evidencia empírica de Shaffer y Spierdijk (2017), que ponen en cuestión la validez de este indicador de competencia<sup>5</sup>. A pesar de las críticas, este estadístico ha sido utilizado en diversos trabajos, siendo algunos de los más recientes el de Delis *et al.* (2016) y Apergis, *et al.* (2016).

El capítulo introductorio de Bikker y Spierdijk (2017) del reciente *Handbook of banking competition*, hace un detallado análisis de los diversos indicadores de competencia y se decanta por el índice de Lerner, dados los problemas que presenta tanto el estadístico H como el indicador de Boone. No obstante, en el caso del índice de Lerner, es importante captar las diferencias de riesgo entre empresas para que sea fiable como indicador de competencia.

Si nos centramos en el caso español, diversos trabajos se han focalizado en el análisis de la competencia bancaria, destacando los de Maudos y Pérez (2003), Salas y Saurina (2003), Fernández de Guevara y Maudos (2007), Carbó y Rodríguez (2007), Carbó *et al.* (2009) y Jiménez *et al.* (2013). Maudos y Pérez (2003) basan sus resultados en el índice de Lerner y en el contraste de Panzar y Rosse; Salas y Saurina (2003) analizan el efecto de la

4 Véase Freixas y Rochet (2008).

5 Los autores muestran que en un mercado local de Estados Unidos, caracterizado por un duopolio, la estimación del estadístico arroja como resultado la existencia de una conducta competitiva.

desregulación sobre el poder de mercado, aproximando este último por la  $q$  de Tobin; Fernández de Guevara y Maudos (2007) analizan los determinantes del poder de mercado, aproximado por el índice de Lerner; Carbó y Rodríguez (2007) analizan el poder de mercado (y sus determinantes) utilizando diversos indicadores de competencia en el período 1986-2005 y Carbó *et al.* (2009) analizan el efecto del poder de mercado sobre la disponibilidad de crédito, utilizando como indicadores de competencia la concentración del mercado y el índice de Lerner. Jiménez *et al.* (2013) analizan la relación entre la competencia bancaria y la estabilidad financiera, aproximando el poder de mercado por el índice de Lerner e indicadores de concentración del mercado.

### 3 La competencia en el sector bancario español: aproximación empírica y resultados

Para estimar los tres indicadores de competencia descritos, se dispone de un panel de datos de las entidades de depósitos españolas (bancos, cajas de ahorros y cooperativas de crédito) que abarca el período 2005-2016. El cuadro 1 recoge los estadísticos descriptivos de las principales variables del análisis.

#### 3.1 MUESTRA UTILIZADA

El motivo de comenzar el análisis en 2005 es que en 2004 se produjo un cambio contable que afecta a la presentación de los estados financieros de los bancos<sup>6</sup>, lo que dificulta la comparabilidad con los años siguientes. La información procede de los anuarios de las tres patronales del sector: Asociación Española de Banca (AEB), Confederación Española de Cajas de Ahorros (CECA) y Unión Nacional de Cooperativas de Crédito (UNACC). Del total de entidades, se han eliminado aquellas en las que había *outliers*<sup>7</sup> en alguna de las variables necesarias para estimar los indicadores de competencia. La muestra finalmente utilizada concentra en torno al 90 % del activo total del sector bancario y varía de un total de 191 entidades en 2005, 180 en 2008 y 114<sup>8</sup> en 2016. Dado que el objetivo del trabajo es analizar la rivalidad competitiva en España, se utilizan estados financieros individuales (no consolidados) que reflejan el negocio doméstico.

#### 3.2 APROXIMACIÓN EMPÍRICA A LOS INDICADORES DE COMPETENCIA

##### a) Índice de Lerner

El índice de Lerner analiza el poder que tiene un banco para fijar un precio por encima del coste marginal, de forma que cuanto mayor es ese margen, mayor es su poder de mercado. En concreto, el índice de Lerner se define como:

$$L_{i,t} = (P_{i,t} - cm_{i,t}) / P_{i,t} \quad [1]$$

donde  $P$  es el precio medio del *output* bancario,  $cm$  su coste marginal, refiriéndose los subíndices  $i$  y  $t$  al banco y al año respectivamente. La aproximación empírica más frecuente utiliza el activo de un banco como indicador de actividad, estimándose su precio medio como cociente entre los ingresos totales y el activo total. Si el precio converge al coste

6 Véase Circular 4/2004 del Banco de España.

7 Aquellos valores considerados atípicos de las variables que aproximan los precios de los *inputs* (los situados en los extremos de la distribución, por debajo del 1 % y por encima del 99 % de la distribución) han sido eliminados de la muestra. La eliminación es de un 9,95 % de las entidades en 2005 y de un 10,24 % en 2016, siendo este porcentaje relativamente similar en todos los años.

8 Según el Banco de España, en 2016 había en España 206 entidades de depósito, de las que 82 eran sucursales extranjeras (que tienen una cuota de mercado muy reducida) y las 124 restantes, españolas. En 2005 había 204 y en 2008, 198 entidades de depósito españolas. Nuestra muestra, que incluye a la práctica totalidad de las entidades españolas y excluye a las sucursales extranjeras (el detalle de la información que difunde el anuario estadístico de la AEB de las entidades extranjeras es más reducido), es altamente representativa e incluye a las principales entidades del país.



	Media	Desviación típica	Mediana	Percentil 25%	Percentil 75%
Precio del trabajo (€)	73.766,0	17.165,0	72.173,0	61.302,0	86.824,0
Precio del capital físico	91,8%	333,4	38,3%	24,6%	82,3%
Precio de los fondos prestables	1,9%	1,0	1,8%	1,3%	2,3%
Precio del riesgo de crédito	1,2%	2,2	0,7%	0,4%	1,3%
Precio del activo	3,8%	1,1	3,7%	3,0%	4,5%
Coste marginal	1,8%	0,7	1,7%	1,4%	2,2%
Coste marginal-riesgo	2,5%	1,1	2,4%	1,9%	3,0%
Índice de Lerner	53,2%	8,1	53,6%	48,5%	58,5%
Índice de Lerner-riesgo	33,9%	7,9	39,0%	33,0%	45,2%

FUENTES: Asociación Española de Banca, Confederación Española de Cajas de Ahorros y Unión Nacional de Cooperativas de Crédito.

marginal, no hay poder de mercado ( $L = 0$ ), mientras que si el índice vale 1 se interpreta como un monopolio.

Los costes marginales se estiman a través de una función de costes translogarítmica<sup>9</sup> donde los costes totales dependen del activo total y del precio de tres *inputs* (trabajo, capital físico y fondos prestables) que se aproximan de la forma siguiente: el precio del trabajo como cociente entre los gastos de personal y el número de trabajadores; el precio de los fondos prestables<sup>10</sup> como cociente entre los costes financieros y los fondos prestables; y el del activo físico como cociente entre los gastos de explotación distintos de los de personal y el activo fijo<sup>11</sup>. Así, la función de costes que estimamos es la siguiente:

$$\begin{aligned} \ln C_{it} = & \gamma_0 + \gamma_1 \ln A_{it} + \sum \rho_h \ln w_{hit} + \frac{1}{2} \gamma_2 (\ln A_{it})^2 + \frac{1}{2} \sum \sum \rho_{hm} \ln w_{hit} \ln w_{mit} + \\ & \sum \rho_{hTA} \ln w_{hit} \ln A_{it} + \mu_1 \text{Trend} + \frac{1}{2} \mu_2 \text{Trend}^2 + \mu_{TA} \text{Trend} \ln A_{it} + \\ & \sum \alpha_h \text{Trend} \ln w_{hit} + v_i + u_{it} \end{aligned} \quad [2]$$

donde C son los costes totales (gastos de explotación + costes financieros), A el activo total, w los precios de los h *inputs*, *Trend* una tendencia lineal que capta la influencia del progreso técnico<sup>12</sup>, y  $v_i$  son efectos fijos dada la disponibilidad de un panel de datos<sup>13</sup>, refiriéndose los subíndices i y t al banco y al año respectivamente.

9 El anejo contiene los resultados de la estimación de la función de costes translogarítmica, tanto corrigiendo por riesgo de crédito como sin corregir, en la que se imponen las restricciones de simetría y de homogeneidad de grado uno en los precios de los *inputs*, como es la práctica habitual. Se ha estimado la función de costes sin incluir las ecuaciones de participación (*cost share equations*).

10 Los fondos prestables se han aproximado mediante la suma de los depósitos de bancos centrales y entidades de crédito, depósitos de la clientela y depósitos representados por valores negociables; así como posiciones cortas de valores, pasivos subordinados y otros pasivos financieros. Estas partidas se corresponden tanto a la cartera de negociación, como a otros pasivos financieros a valor razonable con cambios en pérdidas y ganancias, y pasivos financieros a coste amortizado.

11 Somos conscientes de que la aproximación utilizada en la medición del precio del *output* y de los *inputs* supone estimar precios medios y no marginales, ya que los flujos de ingresos/costes no se corresponden a las nuevas operaciones, sino a los *stocks* acumulados en los balances (activo, fondos prestables, inmovilizado) y al número de empleados. La aproximación viene condicionada por la información pública disponible en los anuarios estadísticos que ofrecen las patronales del sector.

12 La inclusión de la variable *Trend* es práctica habitual en la literatura para captar el efecto del cambio técnico. Véase Angelini y Cetorelli (1999) y Fernández de Guevara, *et al.* (2005), entre otros.

13 La estimación es robusta a la heteroscedasticidad.

Una vez se estima la función de costes, los costes marginales (cm) se calculan como:

$$cm_{A_{it}} = \left( \frac{\partial \ln C_{it}}{\partial \ln A_{it}} \right) \cdot \left( \frac{C_{it}}{A_{it}} \right) = \frac{C_{it}}{A_{it}} \cdot [\gamma_1 + \gamma_2 \ln A_{it} + \sum \rho_{hTA} \ln w_{hit} + \mu_{TA} \text{Trend}] \quad [3]$$

Con esta aproximación al precio del activo y del coste marginal, se obtiene el índice de Lerner de cada entidad, y el agregado del sector se obtiene como una media ponderada de los índices individuales, utilizando el activo como factor ponderador.

La limitación que tiene esta aproximación tradicional es que no tiene en cuenta el riesgo al que se enfrentan los bancos. Así, si un banco fija un tipo de interés más alto como consecuencia de la prima de riesgo que aplica, un mayor margen precio-coste marginal no implica necesariamente un aumento del poder de mercado, sino que puede deberse simplemente a un aumento del coste del riesgo. Por ese motivo, reestimamos la función de costes incluyendo además de los costes financieros y operativos, las provisiones que dota un banco cada año, siendo esta variable una aproximación *ex post* del coste del riesgo. Dado que aparece englobado el coste en la variable dependiente, es necesario incluir como determinante el coste unitario de ese *input* productivo que podemos denominar «riesgo», aproximándolo como cociente entre las pérdidas por deterioro de activos financieros y el volumen de préstamos<sup>14</sup>.

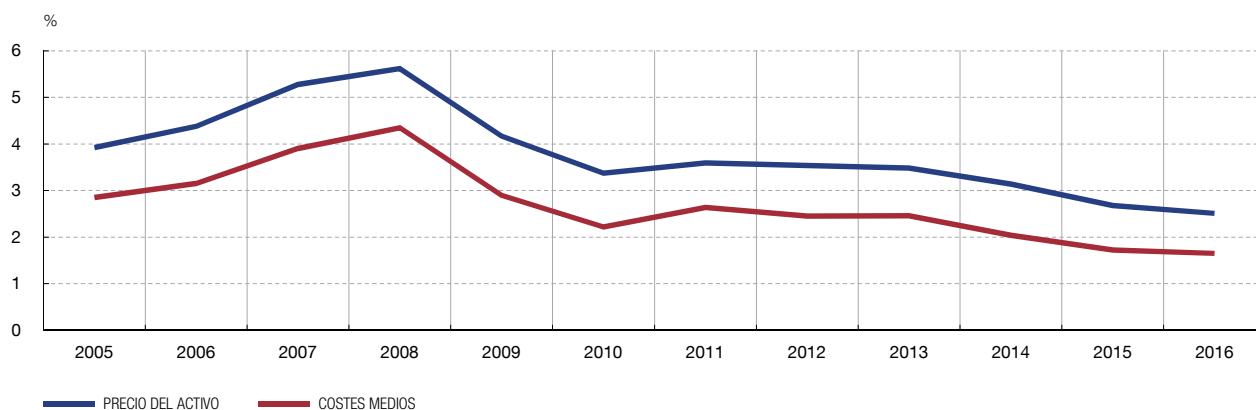
La aproximación utilizada al coste del riesgo está condicionada por la información pública disponible. El desfase temporal en el afloramiento de provisiones hace que la medida utilizada de coste de riesgo de crédito sea imperfecta como medida contemporánea en un año *t*. La imperfección es aún mayor si existen cambios o medidas de carácter regulatorio que afectan al reconocimiento del riesgo en forma de provisiones extraordinarias, como las que tuvieron lugar en España en 2012 para sanear la exposición al riesgo inmobiliario que se comentarán más adelante.

El gráfico 3 muestra la evolución comparada del precio medio del activo y del coste medio<sup>15</sup>. El precio medio del activo aumenta del 3,9 %, en 2005, al 5,6 %, en 2008 (donde alcanza un máximo coincidiendo con el mayor nivel de los tipos de interés), y a partir de ese nivel, en paralelo a la caída de tipos, caen de forma intensa hasta 2010, permanece relativamente estable en ese nivel hasta 2013, y desde entonces cae hasta situarse en 2016 en un valor mínimo del 2,5 %. En el caso del coste medio, el perfil es similar, con una caída intensa desde 2008 de 2,8 puntos porcentuales, situándose en 2016 en el nivel más bajo del 1,51 %.

La evolución del índice de Lerner de poder de mercado que reporta el gráfico 4 permite identificar diferentes etapas. Así, en los años de expansión hasta 2008, el índice cae, lo que implica que los precios aumentaron en menor medida que los costes marginales, situándose en 2008 en el menor valor del índice. Con el cambio de ciclo, el poder de mercado aumenta en 2009 y 2010, experimenta una ligera caída en 2011 y, desde entonces,

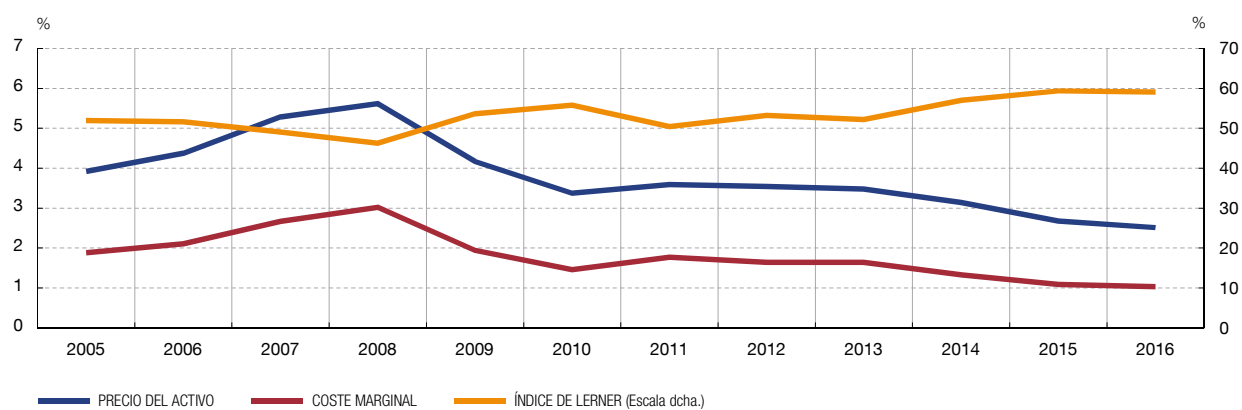
14 Jiménez *et al.* (2013), siguiendo la aproximación de Martín *et al.* (2006), construyen un índice de Lerner corregido por riesgo, utilizando información de la probabilidad de impago (PD), información que procede de la Central de Información de Riesgos (CIR) del Banco de España y a la cual no tenemos acceso. El trabajo de Martín *et al.* (2006) muestra que hay una clara sobreestimación del poder de mercado cuando se ignora la prima de riesgo en el cálculo de los costes marginales.

15 Tanto el nivel como la evolución es similar a la que se obtiene utilizando los datos del agregado de entidades de depósito que ofrece el Banco de España en su *Boletín Estadístico*.



FUENTES: Asociación Española de Banca, Confederación Española de Cajas de Ahorros y Unión Nacional de Cooperativas de Crédito.

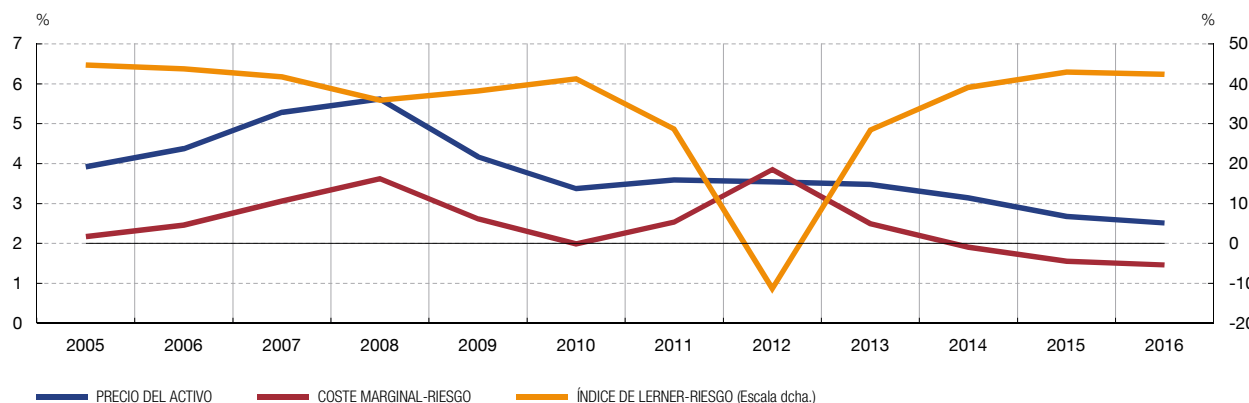
### ÍNDICE DE LERNER



FUENTES: Asociación Española de Banca, Confederación Española de Cajas de Ahorros, Unión Nacional de Cooperativas de Crédito y Banco de España.

aumenta hasta situarse en 2015 y 2016 en el máximo nivel, en torno a 0,6. Desde el nivel máximo en 2008, los precios y los costes marginales se han reducido un 55 % y un 66 %, respectivamente, por lo que el poder de mercado ha aumentado un 13 %.

La evolución del índice de Lerner es similar a la que reporta el BCE (2017) en su informe sobre la integración financiera en Europa. En su informe, el BCE sigue una aproximación similar a la nuestra, ya que mide el precio del *output* bancario como cociente entre los ingresos totales y el activo, y estima una función de costes translogarítmica en el período 2003-2015 y para los países de la eurozona. En concreto, este estudio reporta el valor del índice de Lerner para los años 2003, 2008 y 2015 con un perfil similar al nuestro: una caída hasta 2008 y un aumento hasta 2015, con un nivel en este último año superior al de los otros dos años. En el *ranking* de los países de la eurozona, y tomando como referencia el valor del índice de Lerner en 2015, España se sitúa en una posición intermedia, en concreto en el puesto 8 de 19 ordenados de menor a mayor. El aumento del índice desde 2008 es común en la totalidad de países de la eurozona. Como comenta el BCE, esto se debe a una caída de los costes marginales debida a ganancias de eficiencia y a una reducción del coste de la financiación, y el resultado es consistente con una menor competencia. No



FUENTES: Asociación Española de Banca, Confederación Española de Cajas de Ahorros, Unión Nacional de Cooperativas de Crédito y Banco de España.

obstante, la reducida rentabilidad de muchos bancos europeos no es indicativa de un excesivo poder de mercado<sup>16</sup>.

En el caso de controlar por el riesgo de crédito, incluyendo las pérdidas por deterioro de activos financieros en los costes y su precio o coste unitario por unidad de préstamo, los costes marginales aumentan, cambiando en consecuencia el nivel del índice de Lerner (véase gráfico 5). En concreto, los costes marginales son en torno a un 18 % más altos hasta 2008, aumentan a partir de entonces, y destaca el excepcional valor en 2012 como consecuencia del, también excepcional, saneamiento que tuvo lugar ese año con la aprobación de dos reales decretos-ley<sup>17</sup> que conllevaron elevadas provisiones en la exposición al sector constructor e inmobiliario. Así, las pérdidas por deterioro de activos ascendieron a 83.000 millones en los activos financieros y a 33.000 millones más en el resto de activos<sup>18</sup>. En 2012, el coste marginal estimado es del 3,85 %, frente al 1,6 %, sin incorporar el riesgo. En los años posteriores disminuye el coste marginal conforme se reduce la pérdida por deterioro de activos. A pesar de la reducción, en 2016, el coste marginal estimado incorporando el riesgo *ex post* es un 43 % superior al que no incluye el coste del riesgo.

Con esta evolución de los costes marginales, el índice de Lerner corregido por riesgo es más reducido y presenta un perfil similar al índice de Lerner sin corregir, con la excepción de la intensa caída en 2012, hasta el punto de tener un valor negativo en ese año, con un coste marginal superior al precio, en consonancia con el beneficio neto negativo de ese año<sup>19</sup>. En los años siguientes el índice Lerner corregido aumenta, pero en 2015 y 2016 se sitúa en niveles similares a los de partida en los años de expansión, a diferencia del índice

16 Otro elemento de referencia en la comparación de resultados es el índice de Lerner que estima el Banco Mundial para un elevado número de países hasta 2015. En el caso de España, si bien el nivel del índice que estima el Banco Mundial es más reducido, el perfil temporal es relativamente similar, aunque en su caso sorprende un acusado aumento del índice en 2014.

17 Real Decreto-ley 2/2012, de saneamiento del sector financiero, y Real Decreto-ley 18/2012, de saneamiento y venta de los activos inmobiliarios del sector financiero.

18 El coste marginal que incluye el riesgo no incorpora el deterioro de activos no financieros, dada la dificultad de estimar un precio unitario de los mismos.

19 El elevado coste marginal estimado en 2012 se debe al efecto de los dos reales decretos-ley de 2012 que obligaron a un profundo saneamiento de la exposición inmobiliaria. Hay que tener en cuenta que, si bien en la cuenta de resultados el saneamiento se realiza y aplica al ejercicio 2012, en realidad es un deterioro (y por tanto un coste) de ejercicios pasados. Por tanto, el coste marginal de 2012 probablemente es inferior al coste medio de ese año para las dotaciones extraordinarias.

	Índice de Boone
2005-2016	-0,33***
2005-2008	-0,59***
2009-2016	-0,30***

FUENTE: Banco de España.

Nota: \*\*\* significativo al 1%; \*\*significativo al 5%; \*significativo al 10%.

de Lerner no corregido por riesgo que en los últimos años alcanza sus valores máximos por encima de los iniciales.

#### a) Indicador de Boone

El indicador Boone de competencia se aproxima mediante la estimación de una regresión donde la cuota de mercado<sup>20</sup> (s) de cada entidad depende de sus costes marginales (cm):

$$\ln s_{it} = \alpha + \beta \ln cm_{it} + v_i + u_{it} \quad [4]$$

refiriéndose los subíndices i y t al banco y al año respectivamente, y donde  $\beta$  debe ser negativo. Cuanto mayor es el grado de competencia, mayor será el valor absoluto de  $\beta$ , siendo este parámetro el indicador Boone de competencia.

Como señalan Van Leuvensteijn *et al.* (2011), el indicador de Boone es una simplificación de la realidad ya que los bancos eficientes pueden trasladar parte de sus ganancias de eficiencia a los clientes en forma de caída de precios para ganar cuota de mercado o, alternatively, aumentar sus beneficios. Otra limitación del indicador de Boone es que ignora la posible existencia de diferencias de calidad en la producción bancaria. Como señalan Leuvensteijn *et al.* (2011), las estimaciones del indicador de competencia se ven más afectadas por estas limitaciones si se realizan anualmente en lugar de para períodos más amplios de tiempo. Por ese motivo, hemos optado por reportar estimaciones de la ecuación [4] para el período completo 2005-2016 y para los subperíodos 2005-2008 y 2009-2016, lo que permite además contrastar si se han producido cambios en el nivel de competencia. Por otra parte, al estimar para esos períodos, podemos estimar la ecuación con técnicas de panel, controlando por la existencia de efectos individuales (que se consideran fijos)<sup>21</sup>.

El cuadro 2 contiene los resultados de la estimación del indicador de Boone. Como era de esperar, el parámetro es negativo. Dado que en valor absoluto disminuye del primer al segundo subperíodo, el resultado implica que se ha reducido la competencia. Este resultado es coincidente con la evolución del valor del indicador que reporta el Banco Mundial. En concreto, el Banco Mundial reporta un valor de -0,3 en 2005, disminuye a -0,65 en 2008 (por lo que aumenta la competencia), vuelve a disminuir a -0,3 en 2012 y aumenta a -0,16 en 2015, alcanzando en este último año su mayor valor. Por tanto, de 2005 a 2008 aumenta la competencia, pero en los años posteriores esta se deteriora.

20 En algunos trabajos se utiliza la rentabilidad en lugar de la cuota de mercado como variable dependiente. La limitación que presenta utilizar la rentabilidad es que impide incluir en la muestra bancos con pérdidas, ya que la variable a explicar está en logaritmos. Por este motivo, hemos optado por utilizar la cuota de mercado.

21 La estimación es robusta a la heteroscedasticidad.

## b) Estadístico H

El estadístico H o contraste de Panzar-Rosse (1987) se basa en una ecuación en forma reducida que relaciona los ingresos totales (IT) con el precio de los «i» *inputs* ( $w$ ) y «j» variables de control (VC). Si asumimos una función de producción con un solo *output*, la ecuación a estimar es la siguiente:

$$\ln IT = \sum_{i=1}^n \beta_i \ln w_i + \sum_j \ln VC_j + \varepsilon \quad [5]$$

El estadístico H se define como la suma de las elasticidades de los ingresos con respecto a los precios de los *inputs*.

$$H = \sum_{i=1}^n \beta_i \quad [6]$$

Como demuestran los autores, bajo competencia perfecta, un aumento del precio de los *inputs* se traslada a los consumidores en forma de aumento de precio del *output* sin variar la cantidad producida, los ingresos aumentan en la misma cantidad, por lo que el estadístico H es igual a 1. Un valor del estadístico entre 0 y 1 indica competencia monopolística (ya que los ingresos no crecen en la misma proporción que el precio de los *inputs*), mientras que valores iguales o menores que 0 son consistentes con el comportamiento de monopolio.

Como se ha comentado anteriormente, este estadístico ha recibido importantes críticas que ponen en cuestión su utilización como indicador de competencia. Así, como afirman Shaffer y Spierdijk (2017), «aunque la literatura ha mostrado que el contraste H de Panzar y Rosse falla como medida de competencia, es un método popular en banca». Los autores aportan evidencia de que sus resultados con este estadístico apuntan a la existencia de un mercado competitivo en un mercado no competitivo (un duopolio). Por este motivo, se decantan por utilizar el índice de Lerner.

En nuestra aplicación empírica, regresamos el logaritmo de los ingresos totales (financieros y no financieros) frente al precio de los tres *inputs*: trabajo, capital físico y fondos prestables (cuya definición es la misma que la utilizada en la estimación de la función de costes [2]), e incluimos como variables de control el logaritmo de la ratio capital/activo, el logaritmo de la ratio préstamos/activo y el logaritmo de la ratio ingresos no financieros/ingresos financieros<sup>22</sup>. La primera variable controla por el nivel de solvencia y las dos últimas por la especialización. Además, dado que disponemos de un panel de datos, se incluyen efectos individuales y temporales.

Como muestra el cuadro 3, para el período completo analizado, se rechaza la hipótesis nula de que el estadístico H (0,52) sea tanto igual a 0 como a 1, situación compatible con cierta evidencia de competencia monopolística. Por subperíodos, tanto en el de expansión como en el de crisis, también el estadístico es distinto de cero y uno, por lo que en ambos casos existe cierta evidencia de competencia monopolística.

---

22 La estimación es robusta a la heteroscedasticidad.

	Estadístico H	Test estadístico H = 0 (p-valor)	Test estadístico H = 1 (p-valor)
2005-2016	0,52	0,0000	0,0002
2005-2008	0,20	0,0378	0,0000
2009-2016	0,55	0,0000	0,0006

FUENTE: Banco de España.

#### 4 La dimensión regional de la competencia

La valoración que se hace de la intensidad de la competencia puede cambiar en función del ámbito geográfico del mercado analizado. Así, el supuesto implícito en el análisis realizado hasta ahora es que la competencia tiene lugar a nivel nacional, siendo por tanto este el mercado relevante. Sin embargo, para muchas entidades de depósito, y sobre todo para las que no tienen presencia en todo el mercado nacional, el ámbito geográfico de referencia es regional, provincial e incluso, en algún caso, municipal. Por este motivo, en esta sección se toma como referencia el mercado provincial y se analiza la evolución y las diferencias tanto de la concentración del mercado como de la competencia, utilizando en este último caso el índice de Lerner.

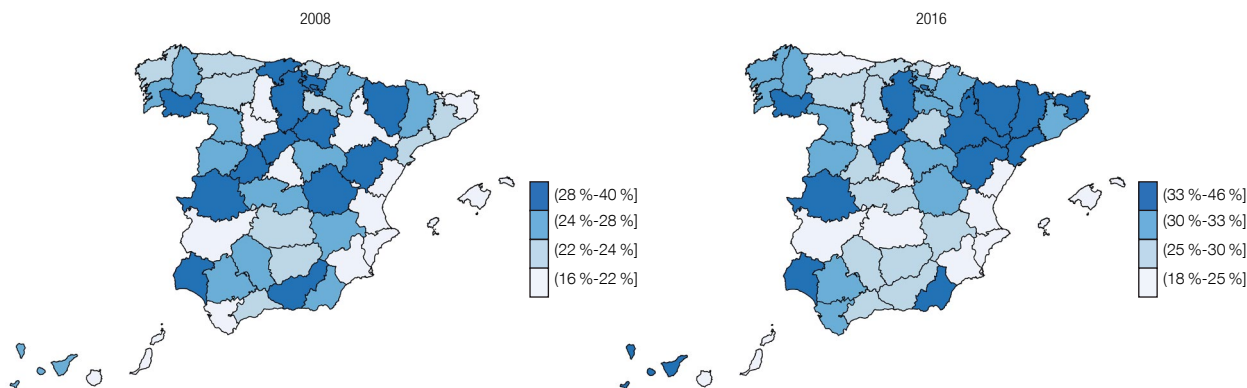
##### 4.1 LA CONCENTRACIÓN DE LOS MERCADOS PROVINCIALES

Si centramos la atención en los cambios que se han producido desde 2008, que marca un punto de inflexión en la evolución del sector bancario tras un cambio de ciclo y el inicio de la reestructuración, el aumento de la concentración del mercado es un rasgo común a casi todas las provincias.

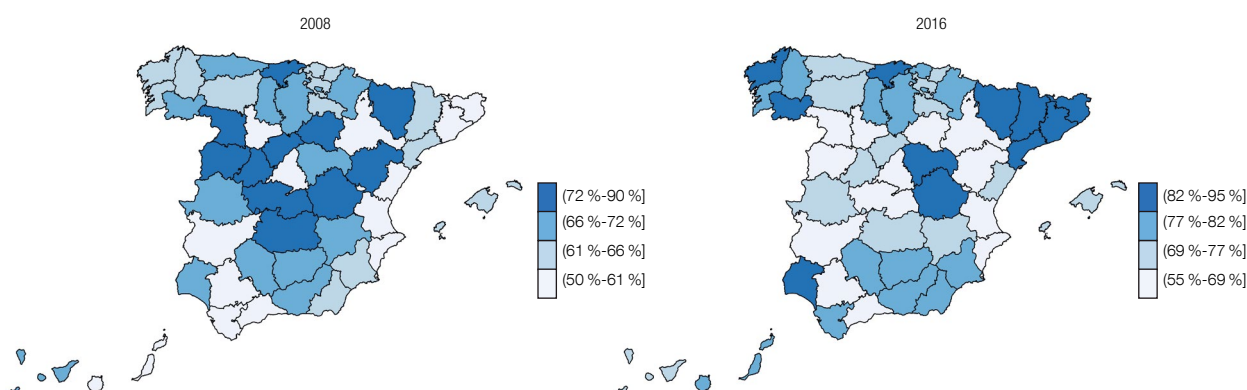
En términos de CR-5 (cuota de mercado de las cinco mayores entidades, medido en términos de sucursales), de 2008 a 2016 la concentración solo ha caído en cinco provincias (Salamanca, Segovia, Soria, Teruel, Toledo y Zamora), aunque en alguna con intensidad. Por ejemplo, en Teruel se ha pasado del 90 % al 52 % y en Zamora del 86,6 % al 55,5 %. Del resto de provincias en las que ha aumentado la concentración, es de resaltar que en cinco (Barcelona, La Coruña, Gerona, Lérida y Tarragona) ha aumentado más de 20 pp, destacando los 34 pp de aumento de Barcelona. Si centramos la atención en el último dato disponible referido a 2016 (véase gráfico 6, donde el mercado se clasifica por cuartiles), el CR-5 supera el 80 % en 18 provincias y el 90 % en tres (Huesca, Melilla y Ceuta). Y en términos de CR-1, salvo en 9 provincias, en el resto ha aumentado, destacando el incremento de 17 pp (lo que implica casi duplicar la cuota) en Zaragoza y Gerona. En 2016, la concentración varía entre un mínimo del 17,6 % en Valencia y un máximo del 45,5 % en Teruel. El CR-1 superó el 40 % en Orense, Huesca y Teruel.

Más interés tiene el análisis de la concentración del mercado utilizando el índice de Herfindahl, ya que tiene en cuenta a la totalidad de los competidores y es el indicador que se usa como referencia en los análisis de la competencia. En este caso, el aumento desde 2008 supera los 1.000 puntos en cinco provincias (Barcelona, Gerona, Tarragona, Teruel y Zaragoza), situándose en el extremo opuesto, con aumentos de menos de 200 puntos, Cáceres, Ciudad Real, Cuenca y Granada. Ávila es la única provincia en la que ha caído el índice desde 2008. En 2016, la concentración está por debajo de los 1.800 puntos (que se corresponde con un mercado moderadamente concentrado) en 31 provincias, mientras que en las 21 restantes se supera ese umbral, por lo que en estas los mercados están altamente concentrados. Destaca la elevada concentración de Teruel, con un valor del índice de 3.576 puntos, seguido a cierta distancia de Huesca (2.663), Zamora (2.410) y Tarragona (2.365). El mercado

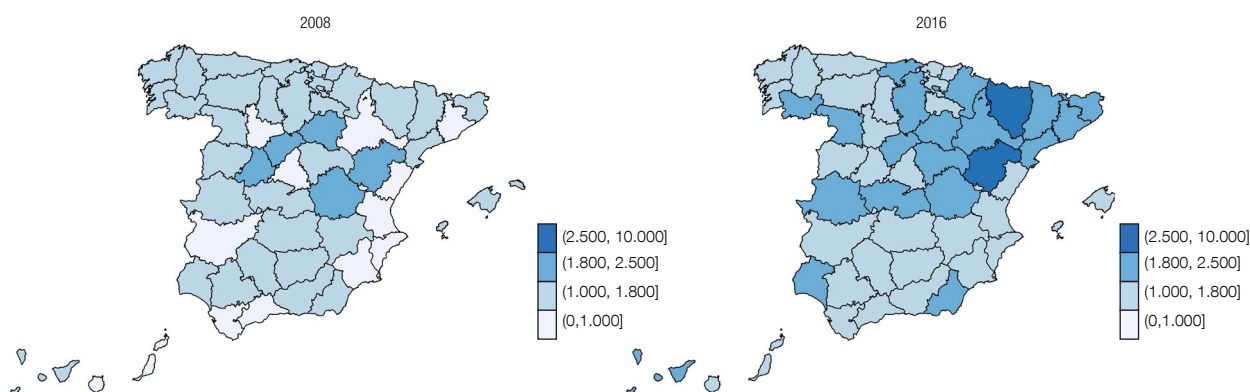
1 CR-1



2 CR-5



3 ÍNDICE DE HERFINDAHL



FUENTE: Banco de España.

menos concentrado es Valencia, situándose también por debajo de 1.200, Madrid, Badajoz y Valladolid.

Como muestra el cuadro 4, un hecho a remarcar es que las diferencias provinciales en el grado de concentración del mercado bancario se han reducido ligeramente desde 2008, con caídas del coeficiente de variación del 6 %, 17 % y 11 % en el caso de CR-1, CR-3 y CR-5, respectivamente, y del 13 % en el caso del índice de Herfindahl.



**EVOLUCIÓN DE LAS DESIGUALDADES EN LA CONCENTRACIÓN DE LOS MERCADOS PROVINCIALES**

**CUADRO 4**

	CR-1	CR-3	CR-5	Índice de Herfindahl
2008				
Media	25,1 %	51,5 %	66,5 %	1.268
Máximo	39,6 %	76,3 %	90,0 %	2.485
Mínimo	15,9 %	36,6 %	49,7 %	694
Coefficiente de variación	0,22	0,17	0,14	0,29
2016				
Media	29,6 %	59,4 %	75,7 %	1.741
Máximo	45,5 %	79,4 %	95,0 %	3.576
Mínimo	17,6 %	44,0 %	55,5 %	1.124
Coefficiente de variación	0,21	0,14	0,12	0,26

FUENTE: Banco de España.

**EVOLUCIÓN DE LAS DESIGUALDADES PROVINCIALES EN EL PODER DE MERCADO (ÍNDICE DE LERNER)**

**CUADRO 5**

	Índice de Lerner	Índice de Lerner (corregido por riesgo)
2008		
Media	45,4 %	34,3 %
Máximo	48,3 %	39,5 %
Mínimo	41,3 %	25,3 %
Coefficiente de variación	0,03	0,08
2016		
Media	55,3 %	33,4 %
Máximo	63,1 %	49,1 %
Mínimo	40,3 %	9,0 %
Coefficiente de variación	0,10	0,28

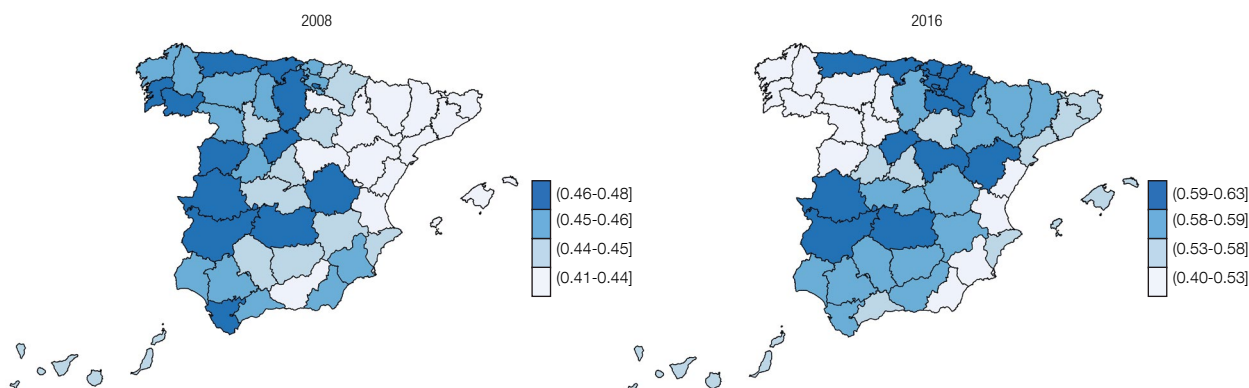
FUENTE: Banco de España.

**4.2 PODER DE MERCADO EN LOS MERCADOS PROVINCIALES: EL ÍNDICE DE LERNER**

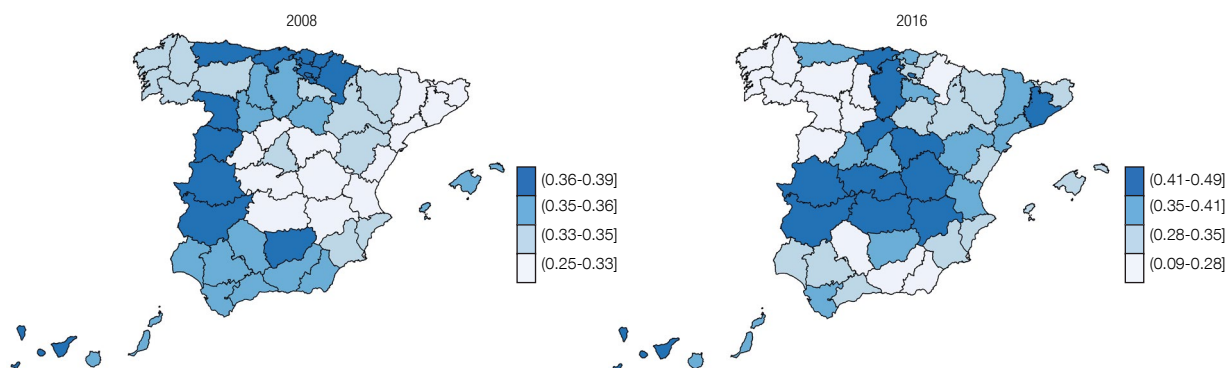
Dado que disponemos de un índice de Lerner por entidad y año, y la distribución provincial de oficinas de cada entidad, podemos estimar un índice de Lerner promedio de cada provincia y año, como media ponderada de los índices de las entidades que tienen sucursales en esa provincia. Como hemos advertido con anterioridad, no es estrictamente hablando un índice de poder de mercado de la provincia, sino un indicador promedio de los índices de Lerner estimados a nivel nacional de los bancos que compiten en esa provincia. No obstante, es razonable suponer que si un banco tiene poder de mercado a nivel nacional, intentará ejercerlo en todas las provincias.

Centrando la atención en la información más reciente, referida a 2016, el índice de Lerner en la provincia con mayor valor (Teruel) es un 57 % superior a la provincia con el índice más bajo (Almería). La información por cuartiles que refleja el gráfico 7, identifica a Cáceres, Guadalajara, Segovia, Vizcaya, La Rioja, Gipúzcoa, Navarra, Álava, Badajoz, Cantabria, Asturias, Ciudad Real y Teruel en el cuartil de mayor índice de Lerner; mientras que en el primer cuartil con menor valor están, por este orden: Almería, Palencia, Orense, La Coruña, Valladolid, Lugo, Pontevedra, Castellón, Murcia, León, Salamanca, Valencia y Za-

1 ÍNDICE DE LERNER



2 ÍNDICE DE LERNER CORREGIDO POR RIESGO



FUENTE: Banco de España.

mora. Las grandes provincias como Madrid y Barcelona se sitúan por debajo de la mediana de la distribución, con un valor del índice similar.

Si comparamos la situación de 2016 con la de 2008, salvo en cuatro provincias (Almería, Orense, Pontevedra y Palencia), en el resto se ha incrementado el índice de Lerner promedio, aumentando más del 30 % en Navarra, Gipúzcoa, Granada, Zaragoza, Guadalajara, Huesca, La Rioja y Teruel. Esta última, además de ser la que tiene el mayor índice de Lerner, también es donde más ha aumentado (un 53 %). Al margen de las provincias en las que ha caído el índice de Lerner, donde menos ha aumentado (por debajo del 10 %) ha sido en Lugo, La Coruña, Valladolid, Murcia, Salamanca, Castellón y León.

Si bien existe una correlación positiva entre la variación de la concentración del mercado y la variación del índice de Lerner provincial, esta es muy reducida, de solo el 6 % con el índice de Herfindahl y negativa (del 3 %, 4 % y 13 %) con el CR-1, CR-3 y CR-5, respectivamente. Mayor es la correlación entre el nivel del índice de Lerner y el de Herfindahl en 2016, que es positiva y del 22 %. Por tanto, estos resultados muestran las limitaciones que tiene utilizar la concentración del mercado (sobre todo, con los índices absolutos que solo tienen en cuenta a un reducido número de bancos) como indicador de competencia.

En el caso del índice de Lerner corregido por riesgo, la correlación entre la variación del índice de Herfindahl y el índice de Lerner es negativa del 3 %. En base a este índice corregido de poder de mercado, la imagen cambia respecto a la evolución de 2008 a 2016, ya que ha aumentado en 25 provincias mientras que ha caído en las 27 restantes. Las mayores caídas por encima del 40 % han tenido lugar en Zamora, Salamanca, León, Orense y Palencia, y los mayores crecimientos, también superiores al 40 %, en Ciudad Real, Segovia, Albacete, Cuenca y Toledo. En las grandes provincias como Madrid, Barcelona y Valencia ha aumentado.

En 2016, existen importantes diferencias del índice de Lerner entre provincias. Así, frente a un valor mínimo de 0,09 en Zamora, el nivel se quintuplica en Cantabria. Las provincias con valores más reducidos son Zamora, Salamanca, León y Orense, mientras que Ciudad Real, Segovia y Cantabria se sitúan a la cabeza.

## 5 Conclusiones

La profunda reestructuración que ha experimentado el sector bancario español para corregir los desequilibrios acumulados en la etapa de crecimiento a la que puso fin el estallido de la crisis en 2008, ha dado lugar a un escenario en el que se ha reducido intensamente el número de competidores y se ha incrementado la concentración del mercado. De hecho, en este último caso, el crecimiento ha sido tan intenso que, pese a partir de un nivel por debajo de la media europea en 2008, en la actualidad la concentración del mercado español supera esa media, si bien sigue estando muy alejada de los umbrales que definen un mercado como excesivamente concentrado. Este aumento de la concentración plantea el interrogante sobre sus posibles efectos en la competencia, siendo su medición el objetivo de este trabajo.

El foco de nuestra contribución se pone en el análisis del efecto que la reestructuración bancaria ha tenido sobre la concentración y la competencia, aportando adicionalmente información a nivel provincial. En el caso de la concentración del mercado, el análisis realizado muestra que existen diferencias acusadas entre provincias, por lo que esa imagen nacional agrega situaciones bien distintas. En el caso de la competencia, el índice de Lerner construido a nivel provincial también muestra un importante rango de variación entre provincias.

Los resultados a escala nacional muestran que desde 2008 se ha producido un aumento del poder de mercado en el sector bancario español. No obstante, el índice de Lerner corregido por riesgo, que pese a sus limitaciones es el indicador más comprehensivo de este estudio, se sitúa en 2016 en un nivel relativamente similar al de 2008. Sin embargo, el significativo saneamiento realizado en 2012 (como consecuencia de los dos reales decretos-ley que exigieron provisionar las pérdidas por deterioro vinculadas a la exposición en construcción y promoción inmobiliaria) supuso un importante aumento del coste del riesgo de crédito, lo que se traduce en una caída del margen precio-coste marginal y por tanto del poder de mercado. Desde ese año, los costes marginales vuelven a caer, regresando el índice de Lerner a su nivel inicial.

A escala provincial, la concentración ha aumentado con intensidad en la mayoría de ellas y se sitúan en algunos casos en niveles elevados caracterizados como excesivamente concentrados. Comparando la situación de 2016 con la de 2008, las diferencias provinciales en el grado de concentración se han reducido.

La información pública disponible no permite realizar un análisis de la competencia a escala provincial. Pero si construimos índices de Lerner provinciales como media de los índices

de cada banco estimados a escala nacional, los resultados muestran una importante dispersión entre provincias, que ha aumentado en los últimos años. Por tanto, bajo el supuesto hipotético de que la intensidad con la que compite un banco en todas las provincias en las que está presente es igual a su media nacional, los índices de Lerner provinciales sintéticos mostrarían diferencias en el nivel de competencia entre ellas. A pesar de las limitaciones de este análisis provincial, la evidencia muestra que los procesos de fusión deberían tener muy en cuenta la dimensión regional de la competencia.

Finalmente, dados los datos disponibles, los resultados obtenidos del análisis de la competencia deben ser interpretados con cautela, ya que el índice de Lerner de poder de mercado estimado no refleja estrictamente la diferencia entre el precio y el coste marginal de las nuevas operaciones, ya que los precios utilizados (tanto del *output* como de los *inputs*) son medios que recogen los ingresos y los costes de decisiones pasadas y no presentes.

## BIBLIOGRAFÍA

- ANGELINI, P., y N. CETORELLI (1999). *Bank competition and regulatory reform, the case of the Italian banking industry*, Research Department, Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper, diciembre (WP-99-32).
- (2003). «The effects of regulatory reform on competition in the banking industry», *Journal of Money, Credit and Banking*, 35(5), pp. 663-684.
- APERGIS, N., I. FAFALIOU y M. L. POLEMIS (2016). «New evidence on assessing the level of competition in the European Union banking sector: A panel data approach», *International Business Review*, 25(1), pp. 395-407.
- BAIN, J. S. (1951). «Relation of profit rate to industry concentration: American manufacturing, 1936-1940», *Quarterly Journal of Economics*, 65(3), pp. 293-324.
- BANCO CENTRAL EUROPEO (2017). *Financial integration in Europe*, mayo.
- (2018). *Structural financial indicators*, Database.
- BAUMOL, W. (1982). «Contestable Markets: An Uprising in the Theory of Industry Structure», *American Economic Review*, 72(1), pp. 1-15.
- BAUMOL, W., J. PANZAR y R. WILLIG (1983). «Contestable Markets: An Uprising in the Theory of Industry Structure: Reply», *American Economic Review*, 73(3), pp. 491-96.
- BOONE, J. (2008). «A new way to measure competition», *The Economic Journal*, 118(531), pp. 1245-1261.
- BOS, J., Y. LING, J. KOLARI y J. YUAN (2017). «Competition, concentration and critical mass: why the Herfindahl-Hirschman Index is a biased competition measure», *Handbook of Competition in Banking and Finance*, capítulo 5, pp. 58-88.
- CARBÓ, S., y F. RODRÍGUEZ (2007). «Dimensiones de la competencia en la industria bancaria de la Unión Europea», *Estabilidad Financiera*, 13, pp. 73-102.
- CARBÓ, S., F. RODRÍGUEZ y G. UDELL (2009). «Bank market power and SME financing constraints», *Review of Finance*, 13(2), pp. 309-340.
- DELIS, M. (2012). «Bank competition, financial reform, and institutions: the importance of being developed», *Journal of Development Economics*, 97(2), pp. 450-465.
- DELIS, M., S. KOKAS y S. ONGENA (2016). «Foreign ownership and market power in banking: Evidence from a world sample», *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), pp. 449-483.
- DEMSETZ, H. (1973). «Industry structure, market rivalry, and public policy», *Journal of Law and Economics*, 16(1), pp. 1-9.
- FERNÁNDEZ DE GUEVARA, J., y J. MAUDOS (2007). «Explanatory factors of market power in the banking system», *The Manchester School*, 75(3), pp. 275-296.
- (2017). «Competition in the European banking markets in the aftermath of the financial crisis», *Handbook of Competition in Banking and Finance*, editado por Bikker y Spierdijk, EE Elga, pp. 118-138.
- FERNÁNDEZ DE GUEVARA, J., J. MAUDOS y F. PÉREZ (2005). «Market Power in European Banking Sectors», *Journal of Financial Services Research*, 27(2), pp. 109-137.
- FREIXAS, X., y J. C. ROCHET (2008). *Microeconomics of banking*, MIT Press.
- JIMÉNEZ, G., J. LOPEZ y J. SAURINA (2013). «How does competition affect bank risk-taking?», *Journal of Financial Stability*, 9, pp. 185-195.
- KOETTER, M., J. W. KOLARI y L. SPIERDIJK (2012). «Enjoying the quiet life under deregulation? Evidence from adjusted Lerner indices for US banks», *Review of Economics and Statistics*, 94, pp. 462-480.
- MAUDOS, J., y J. FERNÁNDEZ DE GUEVARA (2004). «Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union», *Journal of Banking and Finance*, 28(9), pp. 2259-2281.
- (2007). «The cost of market power in banking sectors: Social welfare vs. inefficiency cost», *Journal of Banking and Finance*, 31(7), pp. 2103-2126.
- MAUDOS, J., y F. PÉREZ (2003). «Competencia versus poder de mercado en la banca española», *Moneda y Crédito*, 217, pp. 139-166.
- MARTÍN, A., V. SALAS y J. SAURINA (2006). «Risk premium and market power in credit markets», *Economics Letters*, 93, pp. 450-456.
- PANZAR, J., y J. ROSSE (1987). «Testing for Monopoly Equilibrium», *Journal of Industrial Economics*, 35(4), pp. 443-456.

- ROSSE, J., y J. PANZAR (1977). «Chamberlin vs. Robinson: An empirical test for monopoly rents», *Stanford University Studies in Industry Economics*, 77.
- SALAS, V., y J. SAURINA (2003). «Deregulation, market power and risk behaviour in Spanish banks», *European Economic Review*, 47, pp. 1061-1075.
- SHAFFER, S., y L. SPIERDIJK (2017). «The Panzar-Rosse revenue test and market power in banking: an empirical illustration», *Handbook of Competition in Banking and Finance*, capítulo 2, pp. 27-45.
- US DEPARTMENT OF JUSTICE, y FEDERAL TRADE COMMISSION (2010). *Horizontal Merger Guidelines*.
- VAN LEUVENSTEIJN, M., J. A. BIKKER, A. A. VAN RIXTEL y C. K. SØRENSEN (2011). «A new approach to measuring competition in the loan markets of the euro area», *Applied Economics*, 43(23), pp. 3155-3167.

Parámetro	Variable dependiente	Sin corregir por riesgo de crédito	Corregido por riesgo de crédito
		[log (C) – log(w <sub>2</sub> )]	[log (C) – log(w <sub>2</sub> )]
$\gamma_1$	log (A)	1,0851*** (0,2646)	0,7485*** (0,2538)
$\gamma_2$	0.5·log (A) <sup>2</sup>	-0,0028 (0,0167)	0,118 (0,0165)
$\rho_1$	log (w <sub>1</sub> ) - log (w <sub>2</sub> )	-0,0913 (0,4218)	-1,5703*** (0,3290)
$\rho_3$	log (w <sub>3</sub> ) - log (w <sub>2</sub> )	1,1262*** (0,2684)	1,7871*** (0,2110)
$\rho_4$	log (w <sub>4</sub> ) - log (w <sub>2</sub> )		0,4515*** (0,1053)
$\rho_{21}$	[log (w <sub>1</sub> ) · log (w <sub>2</sub> ) - 0.5·log (w <sub>1</sub> ) <sup>2</sup> - 0.5·log (w <sub>2</sub> ) <sup>2</sup> ]	0,0130 (0,0215)	-0,0136 (0,0200)
$\rho_{31}$	[log (w <sub>1</sub> ) · log (w <sub>3</sub> ) - 0.5·log (w <sub>1</sub> ) <sup>2</sup> - 0.5·log (w <sub>3</sub> ) <sup>2</sup> ]	-0,1572*** (0,0329)	-0,2213*** (0,0298)
$\rho_{32}$	[log (w <sub>2</sub> ) · log (w <sub>3</sub> ) - 0.5·log (w <sub>2</sub> ) <sup>2</sup> - 0.5·log (w <sub>3</sub> ) <sup>2</sup> ]	0,0122 (0,0153)	0,0256 (0,0169)
$\rho_{41}$	[log (w <sub>1</sub> ) · log (w <sub>4</sub> ) - 0.5·log (w <sub>1</sub> ) <sup>2</sup> - 0.5·log (w <sub>4</sub> ) <sup>2</sup> ]		-0,0567*** (0,0139)
$\rho_{42}$	[log (w <sub>2</sub> ) · log (w <sub>4</sub> ) - 0.5·log (w <sub>2</sub> ) <sup>2</sup> - 0.5·log (w <sub>4</sub> ) <sup>2</sup> ]		0,0060 (0,0065)
$\rho_{43}$	[log (w <sub>3</sub> ) · log (w <sub>4</sub> ) - 0.5·log (w <sub>3</sub> ) <sup>2</sup> - 0.5·log (w <sub>4</sub> ) <sup>2</sup> ]		0,0066 (0,0095)
$\rho_{1TA}$	log (A) · [log (w <sub>1</sub> ) - log (w <sub>2</sub> )]	-0,0481*** (0,0147)	-0,0244*** (0,0122)
$\rho_{3TA}$	log (A) · [log (w <sub>3</sub> ) - log (w <sub>2</sub> )]	0,0444*** (0,0089)	0,0271*** (0,0075)
$\rho_{4TA}$	log (A) · [log (w <sub>4</sub> ) - log (w <sub>2</sub> )]		0,0093*** (0,0029)
$\mu_1$	Trend	-0,0665 (0,0433)	0,0810* (0,0431)
$\mu_2$	Trend <sup>2</sup>	0,0011 (0,0023)	0,0029* (0,0016)
$\mu_{TA}$	Trend·log (A)	0,0029** (0,0013)	0,0016 (0,0014)
$\alpha_1$	Trend·[log (w <sub>1</sub> ) - log (w <sub>2</sub> )]	0,0036 (0,0062)	-0,0139** (0,0062)
$\alpha_3$	Trend·[log (w <sub>3</sub> ) - log (w <sub>2</sub> )]	0,0005 (0,0050)	0,0089* (0,0053)
$\alpha_4$	Trend·[log (w <sub>4</sub> ) - log (w <sub>2</sub> )]		0,0051*** (0,0019)
$\gamma_0$	Constante	0,9892 (2,6713)	9,1655*** (2,3130)
R <sup>2</sup>		0,9536	0,9567
Ajustado R <sup>2</sup>		0,9532	0,9562

\* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

FUENTE: Banco de España.

Nota: w<sub>1</sub> es el precio del trabajo; w<sub>2</sub> es el precio del capital físico; w<sub>3</sub> es el precio de los fondos prestables y w<sub>4</sub> es el precio del riesgo de crédito.