

Juan Manuel Martín Álvarez\*  
Antonio Anibal Golpe Monte\*  
Jesús Iglesias Garrido\*  
Mónica Carmona Arango\*

# ORTO Y OCASO DEL SISTEMA DE CAJAS DE AHORROS ESPAÑOLAS

*En el último lustro el sistema de cajas de ahorros español ha pasado de representar el 50 por 100 del sistema financiero a su casi desaparición. En este trabajo analizamos el porqué de este aparente éxito inicial y cuáles han podido ser las causas de esta descomposición final. Haciendo uso de las leyes de Zipf y Gibrat, se demuestra cómo el crecimiento de la red comercial y la concesión de créditos fue creciendo de forma independiente del tamaño de las entidades financieras, lo que provocó una sobredimensión de la mayor parte de las cajas de ahorro que ha supuesto su posterior desaparición.*

**Palabras clave:** economía financiera, ley de Gibrat, ley de Zipf.

**Clasificación JEL:** C16, G00.

## 1. Introducción

La crisis económico-financiera que sufre la economía española desde el año 2007 ha provocado, entre otras consecuencias, la práctica desaparición del sistema de Cajas de Ahorros en España, algo realmente impensable hace menos de una década.

El objetivo del presente artículo versa sobre el estudio del auge y posterior caída del sistema de cajas

de ahorros existente en la economía española en la primera década del Siglo XXI, haciendo uso de las leyes de Zipf (1949) y Gibrat (1931). El uso de dichas leyes se adecúa al objetivo de nuestro análisis: estudiar la composición de este conjunto de entidades financieras en relación a su tamaño y crecimiento. Para alcanzar este objetivo, y haciendo uso de los datos de la Confederación Española de Cajas de Ahorros (CECA) para el período 2002-2009, nuestro trabajo analiza la distribución del volumen de activos, pasivos y las redes comerciales de las cajas de ahorros españolas.

Para llevar a cabo esta tarea, nuestro análisis comienza con una descripción detallada de la situación a

---

\* Universidad de Huelva.

Los autores desean agradecer los valiosos comentarios y sugerencias de un evaluador anónimo, del profesor Emilio Congregado y así como a los asistentes de los congresos donde fue presentado este trabajo.

principios de Siglo y su posterior evolución del sistema de cajas de ahorros en España. El segundo apartado, realiza una revisión de la literatura acerca de las leyes de Zipf y Gibrat para, a continuación —en el apartado tercero—, describir tanto los datos que se van a utilizar como el marco econométrico empleado. El cuarto apartado se reserva para la presentación de los resultados obtenidos que sirven de soporte para las conclusiones y para líneas de investigación futuras, que se presentan en el apartado quinto.

### Evolución de las cajas de ahorros

La evolución del sector de cajas de ahorro contrasta entre la década 1990 a 2000 y la primera del Siglo XXI. En el período 1986-1998 en España se produjeron 20 fusiones que afectaron a 47 cajas, dato que difiere con la década 2000-2009 donde únicamente se produjo una fusión. Además se abrieron 6.000 oficinas y contrataron 33.000 empleados aproximadamente. En los años anteriores a la presente crisis el crecimiento económico había permitido que las entidades financieras generaran recursos a un ritmo muy elevado, motivado principalmente por su vinculación con la expansión experimentada por el sector inmobiliario<sup>1</sup>. Así, en el Gráfico 1 se observa cómo el crecimiento de la oferta (medida en activo, créditos y depósitos) toma su valor máximo en 2005-2006 mientras que la capacidad instalada (medida en número de oficinas y trabajadores) toca techo en 2007. Esto pone de manifiesto un retardo en cuanto a capacidad instalada, ya que ésta se ajusta en función del crecimiento de la oferta en el ejercicio anterior. Sin embargo, en 2009 este comportamiento observado en años anteriores se rompe, de tal manera que mientras que la oferta sigue creciendo, la

capacidad instalada se reduce. Este marco en el que las cajas de ahorros quedan expuestas a peores condiciones de financiación que sus competidores en el sector vienen motivadas, además de por su propio tamaño, por cuestiones como su propia composición jurídica, no pueden ampliar capital ni acudir a mercados de renta variable<sup>2</sup>. En este contexto, cabría plantearse al menos los siguientes interrogantes:

¿Estábamos ante un ajuste basado en la búsqueda de la eficiencia? ¿Se debió esta reducción de redes comerciales al solapamiento de cajas fusionadas? ¿Se trató de buscar alcanzar mejores posiciones competitivas o recuperar los niveles de liquidez y solvencia anteriores a la crisis? ¿Porqué han desaparecido las cajas de ahorros? o más interesante aún ¿Fue este proceso originado por la caída del margen bruto?

A pesar de que la literatura ya ha abordado algunas de estas cuestiones (véase Gutiérrez-Fernández, 2013), es la búsqueda de respuestas a la última de las cuestiones planteadas el objeto de nuestro estudio, si bien, la crisis económica potenció el desplome del sistema de cajas de ahorros, los problemas ya venían de antes. En el presente trabajo, utilizando las conocidas leyes de Zipf y Gibrat, y haciendo uso de datos de las cajas de ahorros españolas en la última década, hemos tratado de describir cuáles fueron los problemas existentes que han motivado en gran medida la desaparición de estas entidades en el sistema financiero español.

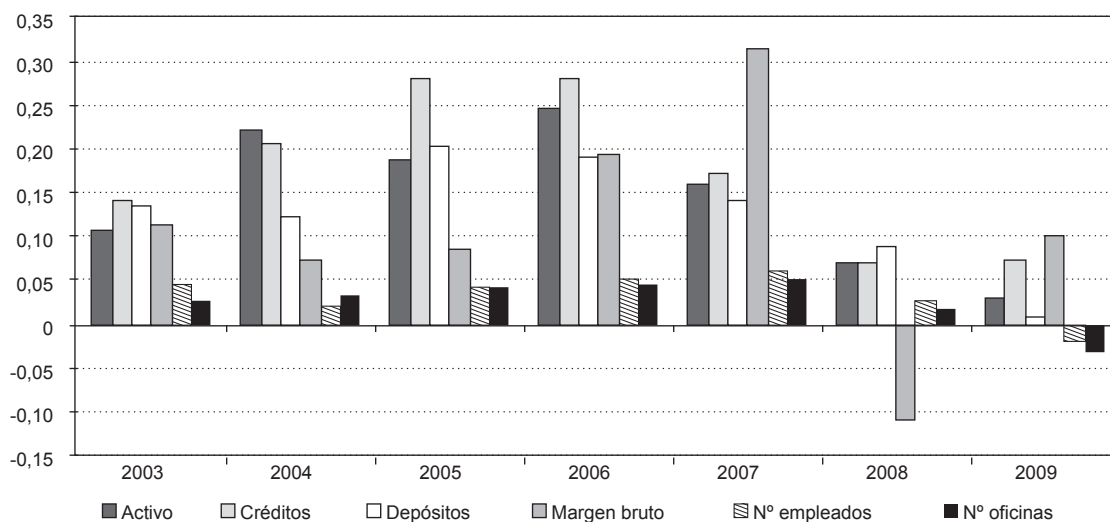
Como bien es sabido, y aplicado al objeto de estudio, la ley de Zipf apuntaría a la existencia de una relación entre el tamaño de una entidad y su posición en el mercado. Así pues, este postulado plantea que

<sup>1</sup> En el año 2009 el saldo de activo referente a construcción, promoción inmobiliaria y compra de vivienda era de 848.000 millones de euros, lo que suponía el 69,3 por 100 del crédito al sector privado. Para los bancos suponía el 53 por 100, datos que justifican la elevada morosidad del sector financiero tras el cambio de ciclo en la construcción.

<sup>2</sup> Cabe mencionar que a través de las emisiones de «cédulas multi-cedentes» las cajas de ahorros pudieron acceder a los mercados mayoristas de financiación. No obstante, el acceso a los mercados de capitales desapareció a partir de agosto de 2007 y hasta bien entrado 2009 de manera intermitente o continuada para prácticamente todos los emisores. Situación que se repitió tras iniciarse la crisis específica de la zona euro en enero de 2010. Falta de financiación que fue remediada por la provisión de liquidez del BCE a cuya ventanilla acudieron cajas grandes y pequeñas, en buena medida poniendo como garantías las titulizaciones «auto-retenidas» de activos.

GRÁFICO 1

### TASAS DE CRECIMIENTO DEL SECTOR (% tasas de variación)



FUENTE: Elaboración propia a partir de datos de la Confederación Española de Cajas de Ahorros.

la segunda empresa de un mercado sería la mitad en cuanto a tamaño que la primera, la tercera sería un tercio de la primera, la cuarta una cuarta parte, y así sucesivamente. Por su parte, la ley de Gibrat afirmaría que el crecimiento de una entidad es independiente de su tamaño inicial. Estas dos leyes son usadas como referencia a la hora de estudiar la composición del mercado y el posicionamiento de las entidades que componen el mismo. Analizar la existencia de ambas leyes permitiría comprender los desequilibrios generados en la estructura económica-financiera de las cajas de ahorros en España.

La respuesta al resto de cuestiones, aunque de enorme interés, excede del objeto y alcance de este estudio y podría convertirse en líneas futuras de investigación. En cualquier caso parece que la reducción de la red comercial instalada en 2009 en el sector de cajas de ahorros no se debe a ningún proceso de fu-

sión, ya que en ese año no hubo ninguna vinculación entre cajas.

## 2. Marco teórico

La literatura relacionada con las leyes de Zipf y Gibrat, encuentra su origen en el análisis de la distribución de la renta (Pareto, 1896) y del crecimiento de poblaciones (Gibrat, 1931), siendo tradicionalmente utilizadas para explicar fenómenos tanto sociales como naturales (véase Sutton, 1997).

Aunque las leyes mencionadas se han venido aplicando mayoritariamente en economía urbana, existen algunos trabajos recientes en los que se intenta explicar la composición del mercado financiero a través de estos postulados (véanse, por ejemplo, los trabajos de Alegría y Schaeck, 2008; Janicki y Prescott, 2006; o Russo, 2009a, 2009b, entre otros).

## De la distribución de Pareto a la ley Zipf

Es precisamente la distribución estadística de Pareto, también denominada ley potencial, la más utilizada para describir la composición de poblaciones y mercados. Aplicada a nuestro objeto de estudio, si suponemos que la distribución del tamaño de las cajas sigue una distribución de Pareto (o se ajusta a una ley potencial), entonces:

$$R(T) = aT^{-b} \quad [1]$$

donde  $R$  es el rango o lugar que ocupa la entidad dentro del conjunto,  $T$  es el tamaño de la misma y  $a$  y  $b$  son parámetros a estimar<sup>3</sup>. Es el valor de  $b$  el que genera una distribución de los tamaños de las cajas más o menos igualitaria. Cuanto mayor es  $b$ , más diferencias existen entre las distintas cajas que componen el mercado. Cuando  $b$  es la unidad obtenemos la conocida regla del rango-tamaño o ley de Zipf. Esta ley, que es una peculiaridad que presenta la distribución de Pareto o ley de potencia, tiene una implicación relevante, ya que si ésta se cumple nos encontramos ante un mercado en el que la segunda empresa en cuanto a tamaño es la mitad de la primera, la tercera tiene una dimensión igual a un tercio de la primera y así sucesivamente.

La posibilidad de expresar en términos lineales la ecuación [1] utilizando una transformación logarítmica permite una sencilla estimación de los parámetros a estudiar. De este modo, si tomamos logaritmos en ambos lados de la igualdad, podemos expresar la ley potencial de Pareto de la siguiente forma:

$$\log(R_i) = \log(a) - b \log(T_i) \quad [2]$$

Esta especificación del modelo posibilita la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (en adelante, OLS) de los parámetros asociados a la ecuación. No obstante, y como se examinará en epígrafes posterior-

res, las estimaciones realizadas mediante OLS pueden presentar problemas que hacen que los parámetros estimados no sean óptimos (Gabaix e Ibragimov, 2008).

## La ley Gibrat

La ley Gibrat se sustenta en que el proceso de crecimiento es independiente del tamaño de la entidad, ciudad o cualquier tipo de ente que se estudie:

$$X_{it} - X_{it-1} = \varepsilon_{it} X_{it-1} \quad [3]$$

donde  $X_{it}$  es el tamaño de la entidad  $X_i$  en el momento  $t$  y  $\varepsilon_{it}$  es una variable aleatoria que representa los shocks aleatorios que puede sufrir la tasa de crecimiento, que se distribuyen idéntica e independientemente para todas las observaciones, con  $E(\varepsilon_{it}) = 0$  y  $Var(\varepsilon_{it}) = \sigma^2 \forall i, t$ .

Gabaix (1999) demuestra cómo la Ley Zipf se deriva de la ley de Gibrat. De este modo, el autor defiende que la existencia de la ley de potencia puede ser debida a un principio simple: la invariancia de escala. Debido a que el proceso de crecimiento es el mismo en todas las escalas, el proceso de distribución final debe ser invariante de escala.

Así pues, Gabaix ha convertido la regularidad en la evolución de mercados que cumplen con la ley de Zipf, en una regularidad mucho más fácil de entender y explicar, la ley de Gibrat. En cuanto a las desviaciones de la ley de Zipf, éstas pueden ser entendidas como desviaciones de la ley de crecimiento proporcional (Ioannides y Overman, 2003). Además, en Córdoba (2008) se muestra como la ley de Gibrat es una condición necesaria para la ley de Zipf.

## 3. Datos, marco empírico y resultados

### Datos

Las variables utilizadas para medir el tamaño han sido extraídas del anuario publicado por la Confederación Española de Cajas de Ahorros desde 2002 a

<sup>3</sup> Denominándose *exponente de Pareto*, que por construcción es siempre positivo.

**CUADRO 1**  
**RESUMEN DE LAS VARIABLES**

| Variable     | Descripción                                                        |
|--------------|--------------------------------------------------------------------|
| Activo       | Volumen de activo (miles de euros)                                 |
| Créditos     | Créditos concedidos a la clientela (miles de euros)                |
| Depósitos    | Depósitos de la clientela (miles de euros)                         |
| Oficinas     | Número de oficinas                                                 |
| Empleados    | Número de empleados                                                |
| Margen bruto | Valor añadido generado por la actividad principal (miles de euros) |

**FUENTE:** Elaboración propia.

2009. Concretamente, se han utilizado seis variables que cuantifican el pasivo y activo, la capacidad instalada medida en red comercial y el volumen de negocios.

Estas variables pretenden definir la estructura económica-financiera de la actividad tradicional de las cajas, así como su volumen de negocios. En definitiva, se trata de representar cuántos recursos ha captado la entidad, y posteriormente comprender cómo se han aplicado esos recursos a través de los préstamos a sus clientes. Adicionalmente, el análisis incluye la composición de la red comercial para así identificar si los recursos de los que disponen las entidades se corresponden con la red comercial instalada.

En relación a la estructura de activo de las entidades financieras, se mide el valor del activo de la entidad y los créditos que conceden a sus clientes.

Por el lado del pasivo se incluyen los recursos captados en el mercado, es decir, el dinero que sus clientes depositan en las cuentas independientemente de tratarse de cuentas corrientes, de ahorro o con vencimientos futuros. De modo que no son más que aquellos fondos depositados directamente por la clientela, de los cuales las cajas pueden disponer para la realización de sus operaciones de activo.

En cuanto al volumen de negocios, se ha utilizado el margen bruto como variable explicativa de éste, pretendiendo aislar del análisis el efecto de aquellas operaciones no relacionadas con la actividad principal de las cajas.

Las variables que miden la red comercial instalada son el número de oficinas y de empleados, ya que permiten entender la dimensión de la entidad. El Cuadro 1 resume las variables de análisis<sup>4</sup>.

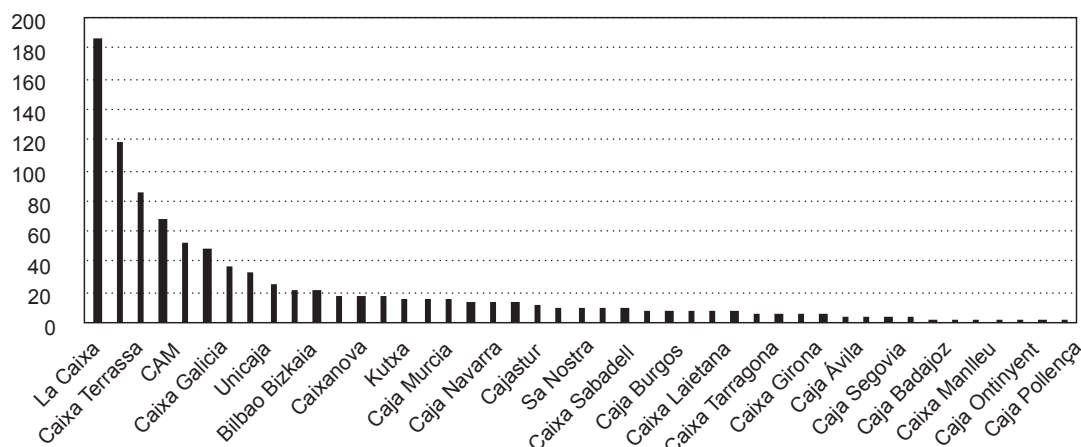
### Marco de estimación y resultados.

Para la modelización econométrica del fenómeno que se quiere explicar se va a tomar como punto de partida todas las cajas de ahorros ordenadas de forma decreciente, de acuerdo al tamaño de cada una de las variables analizadas, es decir, en función al volumen de activo, créditos, depósitos, oficinas, empleados y margen bruto:

$$T_{(1)} \geq T_{(2)} \geq T_{(3)} \geq \dots \geq T_{(r)} \geq \dots T_{(n-1)} \geq T_{(n)} \quad [4]$$

<sup>4</sup> En el Anexo se muestran los estadísticos descriptivos de cada una de estas variables.

GRÁFICO 2  
VOLUMEN DE CRÉDITOS 2009  
(Millones de euros)



FUENTE: Elaboración propia. Datos de la Confederación Española de Cajas de Ahorro.

de este modo:  $T_{(1)}$  es la caja de mayor tamaño y  $T_{(n)}$  es la de menor magnitud. Luego  $r$  simboliza el *ranking* o posición correspondiente de la caja dentro del conjunto de la muestra (véase que el rango de cada entidad será distinto en función de la variable o el año estudiado).

Como se ha expuesto en líneas anteriores, la ley Zipf es formulada a partir de la ley de potencia o distribución de Pareto que se muestra en [1]. En concreto, la primera se cumple en el caso en el que el *coeficiente de Pareto* tome un valor igual a 1. De esta manera, si se sustituye en [1] el postulado de la ley Zipf, es decir  $b=1$ , se obtiene lo siguiente:

$$r T_{(r)} = a \quad [5]$$

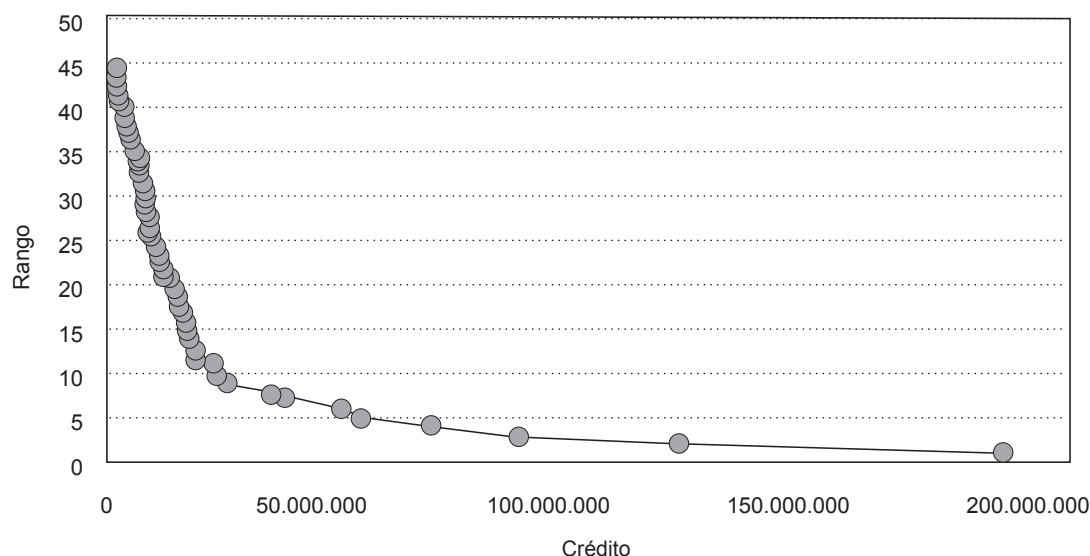
Es decir, dados  $r$  y  $T_{(r)}$  el producto de de ambas magnitudes debe ser constante o debe aproximarse a un valor constante para todo  $r$ . Para el caso de la caja de mayor tamaño ( $r = 1$ ) se logra llegar a  $T_{(1)} = a$ , por lo que

$a$  representa el tamaño de la caja más grande del mercado. Una representación gráfica de [5] enfrentando  $r$  y  $T_{(r)}$  mostrará la forma de una hipérbola rectangular (Goerlich y Mas, 2008). Los Gráficos 2 y 3 muestran el volumen de créditos en 2009 y la relación del rango y el volumen de crédito de las cajas, respectivamente<sup>5</sup>.

Para realizar una aproximación gráfica del cumplimiento de la ley Zipf planteada en [5] por parte del mercado compuesto por las cajas de ahorros españolas se han utilizado los créditos que poseían en 2009 cada una de las 43 cajas que componían el mismo. De esta forma, los Gráficos 2 y 3 muestran una hipérbola rectangular que, *a priori*, da indicios del cumplimiento de la relación mostrada en la ecuación [5], por parte del conjunto de cajas de ahorros.

<sup>5</sup> Los gráficos correspondientes al resto de variables y años están disponibles bajo petición.

GRÁFICO 3  
RELACIÓN RANGO-TAMAÑO, 2009  
(Miles de euros)



FUENTE: Elaboración propia. Datos de la Confederación Española de Cajas de Ahorros.

La modelización más utilizada por la literatura para contrastar si un conjunto de observaciones se distribuye o no de acuerdo con la mencionada ley Zipf consiste en plantear una versión lineal de la ley potencial de Pareto<sup>6</sup>:

$$\log r = \beta_1 + \beta_2 \log T_{(r)} + \varepsilon_{(r)} \quad [6]$$

para, posteriormente, estimar los parámetros mediante OLS y estudiar si es posible o no rechazar  $H_0: \beta_2 = -1$ .

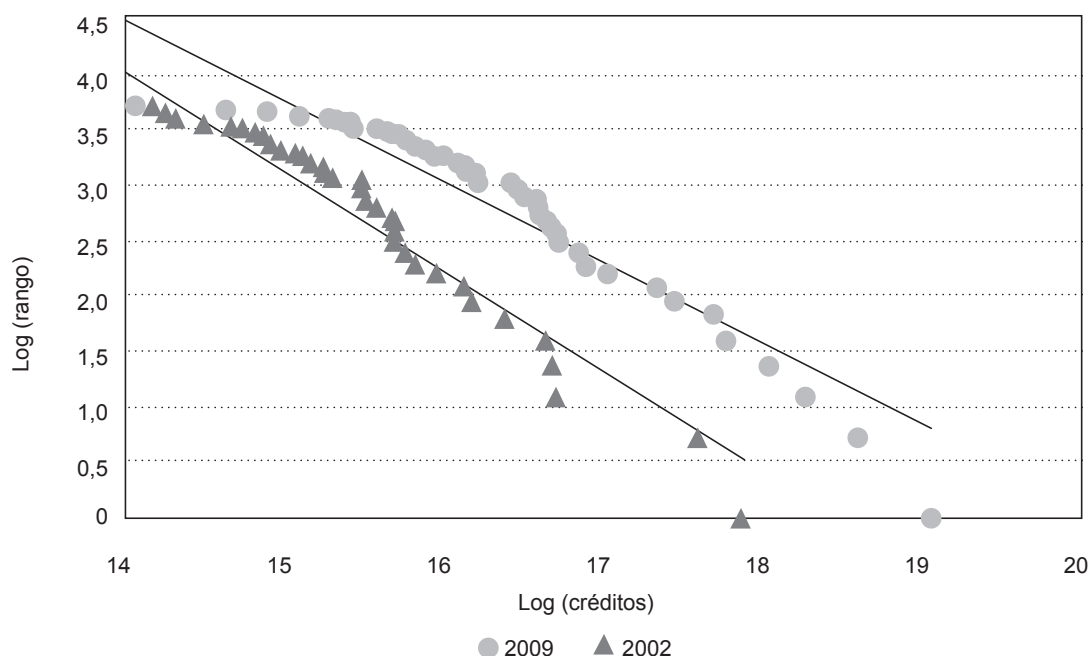
Así pues, son múltiples los estudios empíricos que utilizan el procedimiento mencionado (véanse, por ejemplo, Eeckhout, 2004; Ioannides y Overman, 2003; Lanaspá *et al.*, 2004; Rose, 2006; Soo, 2005;

González-Val y Navarro 2010; Goerlich y Mas, 2008 y Janicki y Prescott, 2006). En el caso en el que se produzcan desviaciones del exponente de Pareto ( $\beta_2$ ) en torno a 1, éstas serán interpretadas como desviaciones de la ley Zipf<sup>7</sup>. En el caso en el que ( $\beta_2$ ) tome un valor constante a lo largo del tiempo y éste sea distinto de -1, la distribución mostrada en [2] debería ser reformulada como  $r T_{(r)}^b = a$ . Esta última situación supondría que, aunque el mercado no cumple con el postulado de la ley Zipf, se distribuye de acuerdo con la distribución de Pareto. Además, según Rosen y Resnick (1980) y Fan y Casetti (1994), se puede

<sup>6</sup> Véase SMITH (1990), SOO (2005), LANASPA *et al.* (2004) y GOERLICH y MAS (2008) entre otros.

<sup>7</sup> En consecuencia, una evolución a la alza del exponente de Pareto ( $\beta_2$ ), en términos absolutos, pone de manifiesto que las diferencias entre las distintas cajas de ahorros cada vez son menores y, por el contrario, una evolución a la baja del citado parámetro muestra un desarrollo disperso del mercado (CLEMENTE *et al.*, 2010).

GRÁFICO 4  
RELACIÓN LOG RANGO-LOG TAMAÑO (2002, 2009)



FUENTE: Elaboración propia. Datos de la Confederación Española de Cajas de Ahorros.

dar una situación en la que el exponente de Pareto ( $\beta_2$ ) sea una función de  $T_{(r)}$ , en cuyo caso [6] estaría especificada de forma incorrecta.

La representación gráfica de [6] en el caso de que se cumpla la ley Zipf debe ajustarse a una recta con pendiente igual a -1. Además, el hecho de que Gibrat sea una condición necesaria para el cumplimiento de Zipf (véase Córdoba, 2008 y Gabaix, 1999) hace que esa recta deba desplazarse de forma paralela a lo largo del tiempo.

En el Gráfico 4 se observan dos aspectos relevantes: el primero de ellos es la linealidad que presenta la relación log(rango)-log(créditos) y el segundo es el desplazamiento paralelo producido en el período estudiado (2002-2009). Esta herramienta gráfica proporcio-

na un acercamiento importante hacia el cumplimiento de la ley Zipf (véase De Vries, 1984 y Smith, 1990), no obstante, la evolución econométrica producida en los últimos años ha hecho que se presente indispensable la contrastación estadística de esta evidencia gráfica.

En este sentido, para contrastar estadísticamente el cumplimiento de la Ley Zipf basta con estimar los parámetros de [6] mediante OLS y testar que  $H_0: \beta_2 = -1$ . Sin embargo, en Gabaix e Ibragimov (2007) se evidencian los sesgos que presentan las estimaciones OLS de los parámetros a analizar. De modo que los autores demuestran cómo el desplazamiento de  $r$  en una cuantía igual a  $\frac{1}{2}$  en [6] resulta óptimo de cara a minimizar los sesgos que presenta OLS en muestras pequeñas. De este modo y siguiendo la especificación

**CUADRO 2**  
**RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE LA ECUACIÓN [7]**

| Orden según                                  | Estimaciones de la ecuación rango-tamaño |         |         |         |         |         |         |         |
|----------------------------------------------|------------------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
|                                              | 2002                                     | 2003    | 2004    | 2005    | 2006    | 2007    | 2008    | 2009    |
| Activos                                      | 0,847                                    | 0,842   | 0,845   | 0,806   | 0,832   | 0,808   | 0,809   | 0,814   |
| $-\beta_2$                                   | (0,181)                                  | (0,180) | (0,180) | (0,172) | (0,177) | (0,174) | (0,174) | (0,176) |
| <i>Estadístico t de la ley de Zipf</i> ..... | 0,845                                    | 0,878   | 0,861   | 1,128   | 0,949   | 1,103   | 1,098   | 1,057   |
| Créditos                                     | 0,875                                    | 0,883   | 0,870   | 0,851   | 0,833   | 0,811   | 0,813   | 0,814   |
| $-\beta_2$                                   | (0,187)                                  | (0,188) | (0,185) | (0,181) | (0,178) | (0,175) | (0,175) | (0,176) |
| <i>Estadístico t de la ley de Zipf</i> ..... | 0,668                                    | 0,622   | 0,703   | 0,823   | 0,938   | 1,080   | 1,069   | 1,284   |
| Depósitos                                    | 0,878                                    | 0,885   | 0,899   | 0,905   | 0,897   | 0,876   | 0,872   | 0,886   |
| $-\beta_2$                                   | (0,187)                                  | (0,189) | (0,192) | (0,193) | (0,191) | (0,189) | (0,188) | (0,191) |
| <i>Estadístico t de la ley de Zipf</i> ..... | 0,652                                    | 0,608   | 0,526   | 0,492   | 0,539   | 0,656   | 0,681   | 0,597   |
| Margen bruto                                 | 0,885                                    | 0,885   | 0,883   | 0,866   | 0,851   | 0,812   | 0,842   | 0,837   |
| $-\beta_2$                                   | (0,189)                                  | (0,189) | (0,188) | (0,185) | (0,181) | (0,174) | (0,180) | (0,138) |
| <i>Estadístico t de la ley de Zipf</i> ..... | 0,608                                    | 0,608   | 0,622   | 0,724   | 0,823   | 1,080   | 0,878   | 1,181   |
| Empleados                                    | 0,803                                    | 0,963   | 0,966   | 0,962   | 0,964   | 0,894   | 0,934   | 0,941   |
| $-\beta_2$                                   | (0,171)                                  | (0,205) | (0,206) | (0,205) | (0,206) | (0,193) | (0,201) | (0,203) |
| <i>Estadístico t de la ley de Zipf</i> ..... | 1,152                                    | 0,180   | 0,165   | 0,185   | 0,175   | 0,549   | 0,328   | 0,291   |
| Oficinas                                     | 1,002                                    | 1,013   | 1,027   | 1,023   | 1,026   | 0,994   | 0,994   | 1,005   |
| $-\beta_2$                                   | (0,214)                                  | (0,219) | (0,219) | (0,218) | (0,219) | (0,214) | (0,214) | (0,217) |
| <i>Estadístico t de la ley de Zipf</i> ..... | -0,009                                   | -0,059  | -0,123  | -0,106  | -0,119  | 0,028   | 0,028   | -0,009  |

NOTA: Errores estándar en paréntesis.

FUENTE: Elaboración propia.

expuesta en Gabaix e Ibragimov (2007), la regresión a estimar es:

$$\log(r^{-1/2}) = \beta_1 + \beta_2 \log T_{(r)} + \varepsilon_{(r)} \quad [7]$$

Cabe destacar que el error estándar asintótico para el exponente de Pareto ( $\beta_2$ ) asciende a  $|\hat{\beta}_2|/\sqrt{2/n}$ . Por lo que aunque se corrija la heterocedasticidad y la autocorrelación el error estándar que proporcionan los programas de regresión es incorrecto (Goerlichy Mas, 2010). La estimación de  $\beta_2$ , así como el error estándar corregido y el estadístico t de la hipótesis nula de  $-\beta_2 = 1$

se ofrece en el Cuadro 2. Como se puede observar, todas las estimaciones se encuentran cercanas a la unidad (en el rango 0,8 y 1). Por otro lado, el estadístico t de la ley de Zipf no permite rechazar la hipótesis nula con un amplio margen de confianza para todos los casos, por lo que podemos afirmar, en principio, que se cumple la ley de Zipf para todos los casos y para todos los años.

Uno de los debates más importantes en los trabajos aplicados para testar la ley de Zipf radica en cómo describe esta ley la distribución, más allá de su rechazo. Es decir ¿se distribuye realmente el mercado

**CUADRO 3**  
**RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE [8]**

| Estimaciones de la ecuación rango-tamaño Rosen y Resnick |                                                   |       |         |         |         |         |         |         |         |         |
|----------------------------------------------------------|---------------------------------------------------|-------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Orden según                                              | Estimación                                        | 2002  | 2003    | 2004    | 2005    | 2006    | 2007    | 2008    | 2009    |         |
| Activos                                                  | $\beta_3$                                         | ----- | -0,187  | -0,187  | -0,167  | -0,181  | -0,178  | -0,182  | -0,181  | -0,176  |
|                                                          | $\sqrt{2n} \frac{\hat{\beta}_3}{\hat{\beta}_2^2}$ | ----- | -2,445  | -2,474  | -2,194  | -2,614* | -2,412  | -2,585* | -2,565  | -2,463  |
| Créditos                                                 | $\beta_3$                                         | ----- | -0,211  | -0,201  | -0,198  | -0,194  | -0,186  | -0,188  | -0,182  | -0,178  |
|                                                          | $\sqrt{2n} \frac{\hat{\beta}_3}{\hat{\beta}_2^2}$ | ----- | -2,585* | -2,418  | -2,454  | -2,513  | -2,515  | -2,651* | -2,554  | -2,491  |
| Depósitos                                                | $\beta_3$                                         | ----- | -0,228  | -0,221  | -0,228  | -0,230  | -0,228  | -0,230  | -0,229  | -0,227  |
|                                                          | $\sqrt{2n} \frac{\hat{\beta}_3}{\hat{\beta}_2^2}$ | ----- | -2,775* | -2,647* | -2,646* | -2,634* | -2,658* | -2,780* | -2,793* | -2,682* |
| Margen bruto                                             | $\beta_3$                                         | ----- | -0,215  | -0,212  | -0,202  | -0,199  | -0,198  | -0,142  | -0,189  | -0,178  |
|                                                          | $\sqrt{2n} \frac{\hat{\beta}_3}{\hat{\beta}_2^2}$ | ----- | -2,575  | -2,539  | -2,430  | -2,489  | -2,565  | -1,997  | -2,472  | -2,356  |
| Empleados                                                | $\beta_3$                                         | ----- | -0,221  | -0,223  | -0,225  | -0,231  | -0,236  | -0,242  | -0,231  | -0,227  |
|                                                          | $\sqrt{2n} \frac{\hat{\beta}_3}{\hat{\beta}_2^2}$ | ----- | -3,215  | -2,256  | -2,262  | -2,342  | -2,382  | -2,808* | -2,456  | -2,377  |
| Oficinas                                                 | $\beta_3$                                         | ----- | -0,198  | -0,198  | -0,198  | -0,199  | -0,202  | -0,210  | -0,211  | -0,210  |
|                                                          | $\sqrt{2n} \frac{\hat{\beta}_3}{\hat{\beta}_2^2}$ | ----- | -1,850  | -1,810  | -1,761  | -1,784  | -1,800  | -1,971  | -1,980  | -1,928  |

NOTA: \* indica que se puede rechazar la ley potencial.  
FUENTE: Elaboración propia.

compuesto por las cajas de ahorros de acuerdo a la ley potencial propuesta por Pareto? Los trabajos de Gabaix (2009 y 2010) establecen que los datos son bien descritos por esta ley potencial, cuando el exponente se encuentra en un rango de entre 0,8 y 1,2. No obstante, la evolución econométrica sufrida en los últimos años hace necesario aplicar un test para contrastar si los datos son descritos por la citada ley o no. La mayoría de los autores utilizan el contraste Kolmogorov-Smirnov para dicha acción, sin embargo, Goerlich y Mas (2010) muestran que añadir un término cuadrático a la ecuación [7] permite examinar desviaciones de la ley de Zipf más allá de un valor concreto del parámetro, es decir, más allá de la ley potencial (Rosen y Resnick, 1980).

Por tanto la ecuación a estimar por MCO quedaría de la siguiente forma:

$$\log(r-1/2) = \beta_1 + \beta_2 \log T_{(r)} + \beta_3 (\log T_{(r)} - T^*)^2 + \varepsilon_{(r)} \quad [8]$$

donde:

$$T^* = \frac{\text{Cov}[\log T]^2, \log T]}{2 \cdot \text{Var}(\log T)},$$

y el término cuadrático  $(\log T_{(r)} - T^*)^2$  mide las desviaciones respecto a la ley potencial; por otro lado,  $T^*$  centra el término cuadrático con el objeto de que las estimaciones de [7] y [8] sean iguales.

De esta manera, se rechaza la ley potencial si y sólo si

$$\left| \sqrt{2n} \frac{\hat{\beta}_3}{\hat{\beta}_2^2} \right| > Z_{\alpha/2}$$

donde  $Z_{\alpha/2}$  es el valor crítico de una normal estándar para un nivel de significación  $\alpha$ . El Cuadro 3 muestra las estimaciones obtenidas mediante el planteamiento

de la ecuación [8] así como el estadístico de contraste mencionado<sup>8</sup>.

El Cuadro 3 muestra como en la mayoría de los casos no encontramos ninguna evidencia estadística en contra del cumplimiento de la ley de Zipf. Esto es relevante en la medida que permite admitir los resultados obtenidos en el Cuadro 2, pues en el caso en el que la composición del mercado de cajas de ahorros no se aproximara a la ley potencial, de nada serviría contrastar si el *exponente de Pareto* se acerca o no a la unidad. El hecho de que existan casos en los que se encuentren o no evidencias empíricas en contra de ley potencial tiene repercusiones importantes.

Estos resultados revelan al menos dos hechos claros: en primer lugar un desequilibrio entre la capacidad instalada (empleados y oficinas) y la estructura económica-financiera (activo, créditos y depósitos); por otro lado, un cambio en el patrón de comportamiento de las variables analizadas a partir del inicio de la crisis actual (2007).

El desequilibrio se debe a que en la práctica totalidad de las estimaciones realizadas en el período objeto de estudio, la capacidad instalada (empleados y oficinas) cumple con la ley Zipf (1949) y, por consiguiente, con Gibrat. Por ello, el crecimiento de la red comercial (empleados y oficinas) de las cajas españolas durante 2002-2009 es independiente del tamaño de cada una de ellas. En otras palabras, las cajas abrieron oficinas y contratado a personal a un ritmo que no iba en consonancia con su posicionamiento en el mercado; esto desencadenó el exceso de capacidad instalada que menciona el Banco de España<sup>9</sup>. Por contra, en cuanto a la estructura económico-financiera, a partir de 2007 se observa un cambio en el patrón de comportamiento de la muestra, si bien antes de 2007 la tasa de crecimiento de activos, créditos y margen bruto era independiente del tamaño de la entidad. Más importante

es aún el no cumplimiento de la ley de Zipf para los depósitos en todos los años, es decir, sí ha sido importante el tamaño de las cajas de ahorros a la hora de la captación de depósitos. Este resultado es bastante interesante, dado que el negocio bancario básico radica en la concesión de créditos en función de la captación de depósitos y, por tanto, claramente se describe un desequilibrio importante. Esto supone que el crecimiento de las demás variables (activos, margen bruto y capacidad instalada) no resultó acorde a su pasivo, entendido en términos de fondos de clientes, y sí por otras causas como el acceso al mercado de capitales para financiar operaciones de activo, que posteriormente se convirtieron en activos con un alto riesgo, lo que provocó un grave sobredimensionamiento en la estructura de las cajas de ahorros españolas.

No obstante, a pesar de que anteriormente se ha confirmado la existencia de la ley de Zipf para algunos casos de la distribución de las cajas de ahorros e interpretado sus consecuencias, se va a contrastar la existencia de la ley de Gibrat empleando la metodología utilizada en Janicki y Prescott (2006).

Para contrastar la existencia de dicha ley, estimamos la siguiente ecuación lineal:

$$\ln(x_{it+1}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(x_{it}) + \varepsilon_{it} \quad [9]$$

donde  $x_{it}$  es el indicador de tamaño (activos, créditos, depósitos, empleados y oficinas) de la entidad  $i$  en el momento  $t$ . En el caso en el que el valor del coeficiente  $\beta_1$  ascienda a la unidad, el crecimiento sería independiente del tamaño, por lo que se encuentran evidencias del cumplimiento de la ley Gibrat.

El Cuadro 4 muestra los resultados obtenidos de la estimación de la ecuación [9] para el período 2002-2009 mediante OLS<sup>10</sup>.

<sup>8</sup> Se ha prescindido de mostrar la estimación de  $\beta_2$ , ya que tanto en [7] como en [8] el valor que toma ésta es idéntico.

<sup>9</sup> Véase informe del Banco de España de 22 de diciembre de 2010.

<sup>10</sup> Para el período 2002-2007 se han agregado los datos referentes Montes de Piedad y Cajas de Ahorros de Huelva y Sevilla y Cajas de Ahorros San Fernando de Sevilla y Jerez; ya que en 2007 se fusionaron dando lugar a las Cajas de Ahorros de San Fernando de Huelva, Jerez y Sevilla – Cajasol.

**CUADRO 4**  
**RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE [9]**  
**2002 – 2009**

| Estimaciones de la ley de Gibrat |                     |                     |       |
|----------------------------------|---------------------|---------------------|-------|
|                                  | $\beta_0$           | $\beta_1$           | $R_2$ |
| Activos .....                    | 0,357***<br>(0,141) | 0,986***<br>(0,009) | 0,977 |
| Créditos .....                   | 0,270*<br>(0,148)   | 0,992***<br>(0,009) | 0,974 |
| Depósitos .....                  | 0,321***<br>(0,090) | 0,987***<br>(0,006) | 0,990 |
| Margen bruto .....               | 0,275*<br>(0,145)   | 0,985***<br>(0,012) | 0,961 |
| Empleados .....                  | 0,386***<br>(0,089) | 0,954***<br>(0,012) | 0,955 |
| Oficinas .....                   | 0,060***<br>(0,017) | 0,995***<br>(0,003) | 0,998 |

NOTAS: Se muestra las estimaciones OLS de la ecuación [9] para cada indicador. Entre paréntesis se indican los errores estándar. Una estimación de  $\beta_1$  cercana a 1 es consistente con la Ley de Gibrat.

**FUENTE:** Elaboración propia.

Como podemos observar, los resultados avalan los obtenidos anteriormente, confirmándose la ley de Zipf para la primera década del Siglo XXI.

## 5. Conclusiones

Este trabajo ha tratado de estudiar el porqué de la práctica desaparición del sistema de cajas de ahorros españolas haciendo uso de las leyes de Gibrat y Zipf.

Como ha quedado de manifiesto, el impacto de la crisis financiera ha sido especialmente agudo en el caso de las cajas; a las que su reducida dimensión, composición jurídica, sus peores condiciones de acceso a los mercados de capitales, una sobrecarga de activos inmobiliarios y que algunas de ellas presentaran peores balances que el resto de sus competidoras en el sistema financiero, les ha llevado a un acelerado proceso de

fusiones voluntarias y sobrevenidas, con las que estas entidades han tratado de hacer frente al nuevo escenario dibujado por la crisis, finalizando las supervivientes convertidas en banca comercial tradicional.

Estos procesos han sido de carácter diverso: desde fusiones en las que las entidades participantes han intentado mejorar su posición competitiva, gracias al aumento de su escala, aumentando su cuota de mercado, intentando reducir sus ineficiencias, aumentando su solvencia y mejorando sus condiciones de acceso a los mercados de capitales, hasta otras en las que la fusión se ha limitado a uniones meramente formales llevadas a cabo con el único fin de acceder a los fondos públicos puestos a disposición de las entidades financieras para recuperar la liquidez perdida durante la crisis. Todo ello sin olvidar aquéllos en los que algunas cajas de ahorros con adecuados ratios de solvencia y liquidez han absorbido a otras en las que las deficiencias presentadas

por estos parámetros aconsejaban su intervención inmediata.

En cualquier caso, y sea cuál sea el objetivo de la fusión, este trabajo ha intentado estudiar cuál ha sido el comportamiento de las cajas en la última década antes de las fusiones a partir de la contrastación de dos hipótesis básicas: las llamadas leyes de Zipf y Gibrat.

Nuestros resultados apuntan a que las aperturas de oficinas y la contratación de empleados no fueron acordes con el tamaño de las cajas, es decir, se produjo un sobredimensionamiento comercial.

En segundo lugar, se ha observado una corrección por parte de activo y créditos a partir de 2007; es decir, en el período 2002-2006 el crecimiento de estas variables fue independiente del tamaño de las cajas, sin embargo, a partir del inicio de la crisis se produce un ajuste que hace que el tamaño de cada entidad sea importante a la hora de determinar sus tasas de crecimiento. Es necesario señalar el no cumplimiento de la ley de Zipf para los depósitos. La consecuencia de este incumplimiento supone que las cajas de ahorros sobre dimensionaron su negocio y su capacidad instalada sin tener en cuenta la captación de depósitos ni el tiempo requerido para que las oficinas de nueva apertura pudieran ser rentables. Es decir, el «negocio tradicional bancario» donde los créditos concedidos dependen de los depósitos captados fue abandonado, ya que los primeros fueron entregados con independencia de los depósitos obtenidos, lo que provocó un desequilibrio importante en las cuentas de las cajas de ahorro.

Por último, los resultados apoyan las medidas impuestas por el Banco de España en cuanto a la reducción de la red comercial, obligación de fusiones y nacionalización de algunas cajas, ya que los resultados obtenidos han demostrado cómo el crecimiento del sistema de cajas de ahorros fue totalmente artificial sin una base sostenible, de tal manera que si no se llevan a cabo, el escenario resultante sería equivalente a la situación previa al proceso de fusiones.

Este estudio, no ha abordado los problemas de eficiencia y concentración, tareas éstas que han de formar parte de nuestra agenda de investigación futura, al igual que la extensión del análisis al conjunto del sistema financiero, si como parece aventurarse el proceso de fusiones futuro no se limita a las cajas de ahorros.

## Referencias bibliográficas

- [1] ALEGRIA, C. y SCHAECK, K., (2008): On Measuring Concentration in Banking Systems, *Finance Research Letters*, vol 5 (1), págs. 59-67.
- [2] CLEMENTE, J.; GONZÁLEZ-VAL, R. y OLLOQUI, I. (2010): Zipf's y Gibrat's Laws for Migrations. *MPRA Paper 9731*, University Library of Munich, Germany.
- [3] CÓRDOBA, J.C. (2008): On the Distribution of City Sizes, *Journal of Urban Economics*, vol. 63 (1), págs. 177-197.
- [4] DE VRIES, J. (1984): *European Urbanization. 1500 – 1800*, Londres, Methuen y Co. Ltd.
- [5] ECKHOUT, J. (2004): Gibrat's Law for (All) Cities, *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 94(5), págs. 1429-1451.
- [6] FAN, C.C. y CASETTI, E. (1994): The Spatial y Temporal Dynamics of US Regional Income Inequality, 1950-1989, *Annals of Regional Science*, vol. 28, págs. 177-196.
- [7] GABAIX, X. (1999): Zipf's Law for Cities: An Explanation. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114(3), págs 739-767.
- [8] GABAIX, X. (2008): Power Laws, Entry for *the New Palgrave Dictionary of Economics*, 2nd Edition.
- [9] GABAIX, X. (2009): Power Laws in Economics and Finance. *The Annual Review of Economics*. vol. 1, págs. 255-293.
- [10] GABAIX, X. y IBRAGIMOV, R. (2007): Rank-1/2: A Simple Way to Improve the OLS Estimation of Tail Exponents, *Journal of Business Economics y Statistics*, vol. 29(1), 2011, págs. 24-39
- [11] GABAIX, X. y IBRAGIMOV, R. (2008): A Simple OLS Test of Power Law Behavior, *Documento de Trabajo, Harvard University*.
- [12] GIBRAT, R. (1931): "Les inégalités économiques. Applications: Aux Inégalités des Richesses, à la Concentration des Entreprises, aux Populations des Villes, aux Statistiques des Familles, etc., d'une loi Nouvelle, la Loi de l'effet Proportionnel". *Paris, Librairie du Recueil Sirey*.
- [13] GOERLICH, F.J. y MAS, M. (2008): Sobre el tamaño de las ciudades en España. Dos reflexiones y una

regularidad empírica. *Publicado en: Fundación BBVA - Documentos de Trabajo* 06 (2008)

[14] GOERLICH, F.J. y MAS, M. (2010): La distribución empírica del tamaño de las ciudades en España 1900-2001. ¿Quién verifica la ley Zipf?, *Revista de Economía Aplicada* 54 133-159.

[15] GONZÁLEZ-VAL, R. y SANSO-NAVARRO, M. (2010): Gibrat's Law for Countries, *Journal of Population Economics*, Springer, vol. 23 (4), págs. 1371-1389, Septiembre.

[16] GUTIÉRREZ FERNÁNDEZ, M. *et al.* (2013): Las cajas de ahorros españolas: ¿una pretendida reordenación bajo criterios de racionalidad económica y social? *Cuadernos de Economía y Dirección de Empresa*. <http://dx.doi.org/10.1016/j.cede.2012.12.001>

[17] IAONNIDES, Y. M. y OVERMAN, H. G. (2003): Zipf's law For Cities: an Empirical Examination. *Regional Science and Urban Economics* 33, 127-137.

[18] JANICKI, H.P. y PRESCOTT, E.S. (2006): Changes in the Size Distribution of U.S. Banks: 1960-2005. *Economic Quarterly, Federal Reserve Bank of Richmond*, issue Fall, págs 291-316.

[19] LANASPA, L. F., PERDIGUERO, A. M. y SANZ, F. (2004): La distribución del tamaño de las ciudades en España, 1900-1999, *Revista de Economía Aplicada*, ISSN 1133-455X, Vol. 12, Nº 34, 2004, págs. 5-16.

[20] PARETO, V. (1896): *Cours d'Economie Politique*. Geneva:Droz.

[21] ROSE, A. K. (2006): Cities and Countries, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(8), 2225-2246.

[22] ROSEN, K.T. y RESNICK, M. (1980): The Size Distribution of Cities: An Examination of the Pareto Law and Primacy, *Journal of Urban Economics*, vol. 8, págs. 165-186.

[23] RUSSO A. (2009a): On the Evolution of the Italian Bank Branch Distribution, *Economics Bulletin*, Vol. 29 (3) págs. 2063-2078.

[24] RUSSO A. (2009b): Branch Banking Dynamics, Collective Behaviour and Overclustering, *Economics Bulletin*, vol. 29(2), págs. 929-944.

[25] SMITH, C.A. (1990): Types of City-size Distributions: A Comparative Analysis, en A. van der Woude, J. de VRIES y A. HAYAMI (ed.): *Urbanization in History. A Process of Dynamic Interactions*, Oxford, Claredon Press, págs. 20-42.

[26] SOO, K. T. (2005): Zipf's Law for Cities: a Cross-country Investigation. *Regional Science and Urban Economics*, vol (35). Págs. 239-263.

[27] SUTTON, J. (1997): Gibrat's Legacy, *Journal of Economic Literature*, vol. 35 (1), págs. 40-59.

[28] ZIPF, G. (1949): *Human Behavior and the Principle of Least Effort*, New York, Addison-Wesley.

## ANEXO

## ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LOS DATOS UTILIZADOS

|               | Activos     | Créditos    | Depósitos   | Empleados | Oficinas |
|---------------|-------------|-------------|-------------|-----------|----------|
| 2002          |             |             |             |           |          |
| Media         | 11.174.717  | 7.324.913   | 7.932.354   | 2.394,75  | 461,3864 |
| V. máximo     | 95.845.071  | 57.775.478  | 61.751.169  | 21.124    | 4.553    |
| V. mínimo     | 546.535     | 481.505     | 428.474     | 125       | 37       |
| Error estand. | 17.392.655  | 10.507.542  | 10.823.392  | 3.531,85  | 714,3936 |
| 2003          |             |             |             |           |          |
| Media         | 12.357.797  | 8.365.364   | 8.989.736   | 2.502,182 | 472,9091 |
| V. máximo     | 109.574.014 | 71.640.729  | 73.540.366  | 21.651    | 4.655    |
| V. mínimo     | 469.734     | 520.882     | 488.352     | 228       | 40       |
| Error estand. | 19.498.357  | 12.613.505  | 12.743.831  | 3.580,349 | 728,8785 |
| 2004          |             |             |             |           |          |
| Media         | 15.080.231  | 10.088.321  | 10.086.872  | 2.553     | 487,9773 |
| V. máximo     | 162.326.654 | 88.530.970  | 87.134.558  | 22.113    | 4.758    |
| V. mínimo     | 665.065     | 591.798     | 578.403     | 231       | 40       |
| Error estand. | 26.761.509  | 15.445.233  | 14.371.624  | 3.640,341 | 744,0487 |
| 2005          |             |             |             |           |          |
| Media         | 17.919.056  | 12.929.138  | 12.134.278  | 2.658,864 | 508,6818 |
| V. máximo     | 155.794.938 | 107.866.075 | 103.231.555 | 22.759    | 4.968    |
| V. mínimo     | 763.199     | 663.510     | 665.798     | 227       | 43       |
| Error estand. | 28.418.508  | 19.480.229  | 16.991.815  | 3.745,528 | 775,6099 |
| 2006          |             |             |             |           |          |
| Media         | 22.310.638  | 16.542.164  | 14.450.964  | 2.795,909 | 531,6818 |
| V. máximo     | 192.493.465 | 138.128.963 | 120.422.696 | 23.674    | 5.179    |
| V. mínimo     | 874.696     | 730.876     | 760.607     | 238       | 48       |
| Error estand. | 35.225.075  | 25.316.175  | 20.264.029  | 3.894,122 | 806,542  |
| 2007          |             |             |             |           |          |
| Media         | 26.495.269  | 19.836.929  | 16.884.704  | 3.029,233 | 571,4186 |
| V. máximo     | 225.356.997 | 162.214.787 | 135.147.361 | 24.708    | 5.470    |
| V. mínimo     | 914.524     | 805.303     | 807.222     | 244       | 50       |
| Error estand. | 41.479.491  | 29.972.015  | 23.246.990  | 4183,68   | 859,6651 |
| 2008          |             |             |             |           |          |
| Media         | 28.369.306  | 21.198.794  | 18.365.402  | 3.108     | 580,5814 |
| V. máximo     | 242.189.135 | 183.768.336 | 149.536.844 | 26.032    | 5.520    |
| V. mínimo     | 980.068     | 859.160     | 847.012     | 256       | 52       |
| Error estand. | 45.001.071  | 33.223.634  | 25.679.645  | 4.379,633 | 870,5549 |
| 2009          |             |             |             |           |          |
| Media         | 29.239.110  | 22.776.380  | 18.516.600  | 3.049,186 | 562,1860 |
| V. máximo     | 252.759.471 | 186.715.301 | 148.419.090 | 25.689    | 5.318    |
| V. mínimo     | 980.963     | 820.196     | 86.747      | 239       | 51       |
| Error estand. | 47.218.109  | 34.837.120  | 25.841.939  | 4.323,236 | 841,6518 |

FUENTE: Elaboración propia.

## ***EL SECTOR EXTERIOR*** ***2013***



Número monográfico del Boletín de Información Comercial Española dedicado al sector exterior. La Secretaría de Estado de Comercio del Ministerio de Economía y Competitividad hace un año más la recopilación y análisis de los datos fundamentales de comercio e inversiones a nivel mundial y en su referencia concreta a España. En 2013 la economía mundial comenzó a mostrar algunos signos de moderado avance, si bien de forma desigual, tras cinco años desde el inicio de la crisis más importante de las últimas décadas. Las perspectivas de crecimiento fueron revisadas al alza, pero algunas incertidumbres y vulnerabilidades hacen todavía frágil la recuperación.