

EL TRIMESTRE ECONÓMICO, vol. LXXVIII (1), núm. 309, enero-marzo de 2011, pp. 235-253

CAMBIOS EN PRODUCTIVIDAD Y CREACIÓN DE VALOR SOCIAL EN LAS CAJAS DE AHORROS ESPAÑOLAS*

*Isidoro Guzmán
y Bernabé Escobar***

RESUMEN

El rendimiento del sector financiero español ha sido objeto de diversos estudios a lo largo del decenio de los noventa del siglo XX como consecuencia de los importantes cambios a los que ha estado sometido. Las cajas de ahorros españolas no han sido ajenas a este tipo de estudios, si bien circunscritos de manera exclusiva al examen de su eficiencia y productividad, relegando a un segundo plano el análisis del cumplimiento de su fin social, materializado económicamente en el gasto anual destinado a obra social.

En este contexto, la principal aportación de nuestro estudio es la obtención de evidencia empírica de la existencia de una relación de causalidad entre la creación de valor social de las cajas de ahorro españolas, medida por medio del establecimiento de un *ratio* de gasto social, y sus cambios en productividad, cuantificados mediante el cálculo del índice de productividad de Malmquist basado en el trazado de fronteras eficientes a partir de la técnica no paramétrica del análisis envolvente de datos (AED) (*Data Envelopment Analysis*, DEA).

* *Palabra clave*: cajas de ahorros, valor social, productividad, índice de Malmquist, análisis envolvente de datos (AED). *Clasificación JEL*: G2. Artículo recibido el 11 de mayo de 2009 y aceptado el 21 de abril de 2010.

** I. Guzmán, Universidad Politécnica de Cartagena (correo electrónico: isidoro.guzman@upct.es). B. Escobar, Universidad de Sevilla.

Para el censo de cajas de ahorro españolas en el periodo 2003-2007, nuestros resultados revelan que las entidades que presentan mayor productividad alcanzan cotas superiores en el *ratio* de gasto social, incluso después de controlar por medidas tradicionales como la rentabilidad económica y el tamaño.

ABSTRACT

The performance of the Spanish financial sector was the subject of numerous studies throughout the 1990s as a consequence of the important changes the sector underwent. Spanish savings banks have been included in such studies, although in their case these have been limited exclusively to examining their levels of efficiency and productivity, with the analysis of their fulfilment of their social aims being relegated to the background, appearing economically in the annual expenditure dedicated to social work.

In this context, the principal contribution of the present work is the establishment of a causality relationship between the creation of social value of Spanish savings banks, measured by means of the establishing of a ratio of social spending, and their changes in productivity. The measure of the latter was quantified by calculating the Malmquist productivity index based on the drawing up of efficiency frontiers from the non-parametric technique of Data Envelopment Analysis (DEA).

For a sample of Spanish savings banks for the period 2003 to 2007, our results reveal that those entities with greater levels of productivity reach greater quotas in their ratio of social spending, even after controlling for the impact of traditional measures such as the returns on assets ratio and the size.

INTRODUCCIÓN

Las cajas de ahorros son fundaciones privadas de interés público que forman parte del sistema financiero español al tener como actividad principal la recepción de depósitos de terceros con el fin de prestarlos o colocarlos en inversiones financieras (Ballarín, 1991). La legislación vigente en materia de entidades de depósito (Ley 13/1985, de 25 de mayo, art.11)¹ señala que estas entidades deberán destinar a reservas, o fondos de previsión no imputables a riesgos específicos, como mínimo 50% de sus excedentes de libre disposición, lo que les permite aplicar recursos para incrementar sus

¹ Modificada por la Ley 36/2007, del 16 de noviembre.

reservas a efectos de reforzar su solvencia, así como para la satisfacción de distintas demandas sociales, tales como la protección del medio ambiente, las actividades culturales, la asistencia social y sanitaria, la conservación del patrimonio histórico-artístico y natural, la educación e investigación y, en general, los programas de integración de los colectivos desfavorecidos con mayores problemas, actividades todas ellas que desde un punto de vista genérico reciben la denominación de “obra social”.²

Por consiguiente, considerando que las cajas de ahorros son entidades privadas de utilidad pública, la dotación de recursos económicos de manera voluntaria y periódica a su “obra social” comporta el fomento del desarrollo económico y progreso de sus comunidades de origen, a la vez que justifica su carencia de espíritu de lucro en el sentido de que de sus resultados no pueden derivarse beneficios particulares, lo que generalmente les permite conseguir puestos de liderazgo en las zonas geográficas donde se asientan (Cals, 2005). Por ello, mientras que la banca privada se encuentra regentada por los accionistas (*shareholders*), las cajas de ahorros están controladas por grupo de personas implicadas en su gestión (*stakeholders*) de acuerdo con la misión social que estatutariamente tienen encomendada (Marbella, 2005).

Considerando la importante contribución del sistema financiero a la economía de cualquier país, la preocupación por la medida del rendimiento de las entidades de depósito ha sido objeto de numerosos trabajos en los años recientes utilizando básicamente enfoques paramétricos y no paramétricos (Berg *et al*, 1993; Mester y Seiford, 1993; Färe y Primont, 1993; Ferrier *et al*, 1993; Favero y Papi, 1995; Hughes *et al*, 1996 y 1999; Mester, 1996; Molyneux *et al*, 1996; Van der Vennet, 1996; Yeh, 1996; Resti, 1997; Cortes y Snowden, 1999; Athanassopoulos y Giokas, 2000; Sathye, 2001; Goddard *et al*, 2001). El caso del sector financiero en España no ha sido una excepción ante la necesidad de conocer la evolución de su eficiencia frente al conjunto de cambios estructurales a los que ha estado sometido en los decenios recién pasados, como su adaptación a las directivas comunitarias, su homogeneización, la desregulación de tipos de interés, la eliminación de coeficientes legales de inversión y de trabas geográficas para la apertura de oficinas, etc. En concreto, en la bibliografía especializada pueden encontrarse trabajos referidos específicamente tanto a los bancos privados (Doménech, 1992; Pérez y Pastor, 1994; Grifell y Lovell, 1995; Maudos *et al*, 1995; Pastor,

² Al respecto puede consultarse la *web* <http://www.obrasocialcajas.org/105/obrasocial.nsf?OpenDatabase>.

1995; Maudos, 1996, 1997, y 2001; Maudos y Pastor, 1999, 2000 y 2003; Maudos *et al*, 2002; Maudos y Fernández de Guevara, 2008; Marín *et al*, 2008) como a las cajas de ahorros (Álvarez, 1994; Grifell y Lovell, 1996; Maudos, 1994; Pastor, 1995; Prior y Salas, 1994; Surroca, 2003; Marín *et al*, 2008), aunque respecto a estas últimas se observa una menor profusión del número de estudios realizados.

Una de las críticas más sólidas en cuanto al enfoque utilizado para medir el rendimiento del sector financiero ha sido su evaluación desde un punto de vista temporal estático, que no permite examinar el progreso o regreso técnico a lo largo del tiempo (Hunter y Timme, 1991). Para superar este tipo de problemas nuestro estudio, basado en Chaffai *et al* (2001), evalúa el comportamiento productivo del sector mediante el cálculo del índice de Malmquist (Caves *et al*, 1982), que permite conocer de manera simultánea el cambio técnico a lo largo del tiempo expresado por las variaciones de la frontera formada por las unidades eficientes, así como el cambio en eficiencia que determina la posición relativa de las unidades de decisión evaluadas, UDE (*decision making units*, DMU) respecto a la citada frontera.

Considerando que uno de los principales objetivos para las entidades financieras es la maximización del valor para los accionistas, se ha potenciado recientemente una línea de investigación que pretende analizar la relación de diversos indicadores de rendimiento con la creación de valor para el accionista (Fiordelisi y Molyneux, 2006; Guzmán y Reverte, 2008). Ahora bien, en el caso de las cajas de ahorros, el concepto de “creación de valor para el accionista” ha de entenderse de modo que permita incorporar su especificidad al menos en un doble sentido. En primer lugar, porque estas entidades no poseen accionistas como tales, y en segundo lugar, porque por su propia naturaleza y fines sociales pueden calificarse dentro de la economía social (Barea, 2008). Por ello, hemos definido un indicador denominado *ratio* de gasto social, calculado para cada caja de ahorros como el cociente entre el gasto anual destinado a su obra social y el resultado antes de impuestos, por medio del cual es posible aproximarnos a la medición de la contribución de estas entidades a la sociedad.

A partir de los datos obtenidos de la Confederación Española de Cajas de Ahorro (CECA) para el periodo 2003-2007, se consideró un modelo de eficiencia de intermediación según la técnica no paramétrica AED (Berger y Humphrey, 1997), para conocer la productividad alcanzada por estas entidades mediante el cálculo de los índices de productividad de Malmquist,

contrastándose posteriormente la hipótesis de la existencia de una relación de causalidad entre los cambios en productividad y el *ratio* de gasto social, definido en los términos anteriormente expuestos.

El trabajo se organiza en tres secciones: la sección I describe la metodología empleada para el cálculo del índice de productividad de Malmquist, así como la población objeto de análisis y el modelo de eficiencia aplicado. La sección II recoge los resultados obtenidos del estudio empírico en cuanto a la evolución de la productividad y su descomposición en cambio técnico y cambio en eficiencia. La sección III analiza la relación de causalidad entre los cambios en productividad y la creación de valor social de las cajas de ahorros. Finalmente, se expone las principales conclusiones de la investigación.

I. METODOLOGÍA, MUESTRA Y VARIABLES

1. Índice de productividad total de los factores de Malmquist (IPM)

La productividad de un factor (*input*) se define, en términos medios, como el cociente entre la cantidad de producto (*output*) obtenida y la de factor consumida, siendo posible determinar la productividad total de los factores a partir de una medida agregada de las cantidades empleadas de los diferentes insumos (Malmquist, 1953). En el presente artículo los cambios en productividad se determinan aplicando la aproximación no paramétrica desarrollada por Caves *et al* (1982),³ de manera que el índice de Malmquist (IPM) mide la productividad entre dos observaciones a lo largo del tiempo. Con la hipótesis de rendimientos constantes según orientación *output*, el citado índice presenta la siguiente formulación matemática (Färe *et al*, 1994):

$$M_o(y_{t+1}, x_{t+1}, y_t, x_t) = \left[\frac{d_o^{t+1}(x_t, y_t)}{d_o^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \times \frac{d_o^t(x_t, y_t)}{d_o^t(x_{t+1}, y_{t+1})} \right]^{1/2} \quad (1)$$

La notación $d_o^{t+1}(x_t, y_t)$ representa la distancia de la unidad evaluada en el periodo t respecto a la frontera de eficiencia en el periodo $t + 1$. Así, se puede observar que la formulación propuesta en (1) es una media geométrica de dos índices: el primero evalúa el rendimiento respecto a la tecnología existente

³ Los cambios en productividad también pueden ser medidos utilizando un enfoque paramétrico (Berger y Mester, 1999, 2001), si bien en un estudio realizado respecto a la productividad de los bancos europeos para el periodo 1994-2000, Casu *et al* (2004) concluyen que ambos enfoques —paramétrico y no paramétrico— no muestran resultados diferentes en cuanto a los componentes que identifican los cambios en productividad.

en el periodo $t + 1$ mientras el segundo lo hace con respecto a la tecnología en el periodo t . Un valor de M_o superior a la unidad evidencia un aumento de productividad entre los periodos t y $t + 1$, mientras que un valor inferior denota una disminución en dicha variable.

El IPM expresado en (1) puede desglosarse en sus dos componentes de cambio tecnológico y cambio de eficiencia técnica en los términos siguientes:

$$M_o(y_{t+1}, x_{t+1}, y_t, x_t) = \left[\frac{d_o^t(x_t, y_t)}{d_o^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \right] \left[\frac{d_o^{t+1}(x_t, y_t)}{d_o^t(x_t, y_t)} \times \frac{d_o^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_o^t(x_{t+1}, y_{t+1})} \right]^{1/2} \quad (2)$$

En la expresión (2) el primer término se refiere al cambio en eficiencia técnica (*catching up* o acercamiento a la frontera tecnológica) y compara el cambio relativo entre ambos periodos. El segundo término describe el cambio tecnológico o variación de la frontera entre ambos periodos, que refleja el cambio técnico del sector. Ambas variables pueden ser superiores, inferiores o iguales a la unidad. Un valor superior a la unidad en cambio tecnológico evidencia progreso técnico, mientras que un valor inferior identifica recesión tecnológica. En el caso del cambio en eficiencia técnica un valor superior a la unidad indica una mayor proximidad a la frontera, mientras que valores por debajo de la unidad revelan un mayor distanciamiento (Thanassoulis, 2001).⁴

Según Färe *et al* (1994), las medidas de eficiencia requeridas para determinar el IPM expresado en (2) se calcularon aplicando la técnica no paramétrica del análisis envolvente de datos (AED).⁵ Suponiendo la existencia de n UDE que consumen m insumos para p producto, según la formulación del modelo DEA en orientación *output*,⁶ según la hipótesis de rendimientos a escala constantes, se puede expresar en los siguientes términos:

⁴ Considerando rendimientos a escala variables (modelo VRS), se ha llegado a proponer una descomposición más amplia del término que mide el “cambio en eficiencia técnica”, que distingue entre “eficiencia técnica pura” y “eficiencia de escala” (Färe *et al*, 1994). Sin embargo, tal descomposición está sujeta a discusión (Ray y Desli, 1997), por lo que se ha considerado adecuado el cálculo del índice de Malmquist con la hipótesis de rendimientos a escala constantes (modelo CRS) (Casu *et al*, 2004).

⁵ La técnica AED fue introducida inicialmente por Charnes *et al* (1978) según la hipótesis de rendimientos a escala constantes (modelo CRS) a partir de los trabajos de Farrell (1957). Posteriormente fue reformulada por Banker *et al* (1984) para considerar la escala de operaciones de las unidades evaluadas (modelo VRS). Si comparamos el plan productivo de una determinada UDE en las fronteras de eficiencia de los modelos VRS y CRS, se puede determinar la eficiencia de escala (EE) que pone de manifiesto la posible existencia de ineficiencias debido a una escala de producción no optimada cuando dicha variable toma valores inferiores a la unidad. La técnica AED ha sido utilizada para medir la eficiencia en diversos sectores económicos (Emrouznejad, 1995), habiendo tenido especial relevancia en la determinación del rendimiento de las entidades financieras (Berger y Humprey, 1997).

⁶ Los modelos de eficiencia AED ofrecen la posibilidad de trabajar con una doble orientación. La

$$D_0^t(x_t, y_t) = \max \psi_z \quad (3)$$

s.a.:

$$x_{zi} - \sum_{j=1}^n \lambda_j X_{ji} \geq 0 \quad i = 1, \dots, m \quad (4)$$

$$\psi \cdot y_{zr} + \sum_{j=1}^n \lambda_j Y_{jr} \geq 0 \quad r = 1, \dots, p \quad (5)$$

$$\psi_z \geq 0; \lambda_j \geq 0 \quad j = 1, \dots, n \quad (6)$$

En la formulación presentada en (3)-(6) el vector X_{ji} recoge la cantidad de insumo i utilizado por la UDE j , mientras que el vector Y_{jr} representa la cantidad de producto r elaborado por la mencionada UDE j , y (x_{zi}, y_{zr}) son las cantidades consumidas y producidas respectivamente por la unidad evaluada z . La variable (λ_j) indica el peso de la UDE j en la construcción de la unidad virtual de referencia respecto a la evaluada UDE z , que puede ser obtenida por combinación lineal del resto de unidades de la muestra en estudio. Si dicha unidad virtual no puede ser conseguida, entonces la UDE z para la que se resuelva el problema se considerará eficiente.

2. Muestra y variables

A partir de los datos incluidos en la *web* de la Confederación Española de Cajas de Ahorros (CECA)⁷ se obtuvo información económica-financiera del censo de cajas de ahorros que operan en España para el periodo 2003-2007, según la enumeración que se presenta en el cuadro 1.⁸

Al pertenecer las cajas de ahorros al sector financiero se analizaron los modelos de eficiencia específicos aportados por la bibliografía especializada

orientación-*input* identifica la mayor reducción radial de todos los *inputs* para un nivel previamente aceptado de productos. Por su parte, la orientación-*output* determina la máxima expansión radial de productos a partir de un consumo asumido de *inputs*. Cabe señalar que estas dos orientaciones facilitan los mismos resultados con la hipótesis de rendimientos a escala constantes (modelo CRS), no siendo así cuando se considera la hipótesis de rendimientos a escala variables (modelo VRS) (Thanassoulis, 2001).

⁷ <http://www.cajasdeahorros.es>.

⁸ En un primer momento se recogieron datos de la totalidad del censo de cajas de ahorros, quedando finalmente conformada la muestra por 44 entidades al haber sido necesario eliminar para los ejercicios 2003 a 2006 las entidades Caja San Fernando y El Monte como consecuencia del proceso de fusión en el que han participado, del que finalmente ha resultado CajaSol, cuyos datos fueron asimismo excluidos para el periodo 2007.

CUADRO 1. *Cajas de ahorros españolas seleccionadas*

Caja Mediterráneo	Caja de Jaén	Caixa Sabadell
Caja de Ávila	Caja España	Caja Duero
Caja de Badajoz	Caja Rioja	Kutxa
La Caixa	Caja Madrid	Caja Canarias
Caixa Catalunya	Unicaja	Caja Cantabria
BBK	Caixa Manlleu	Caja Segovia
Caja Circulo de Burgos	Caixa Manresa	Caixa Tarragona
Caja de Burgos	Caixa Laietana	Caixa Terrasa
Caja de Extremadura	Caja Murcia	Bancaja
CajaSur	Caixa Ontinyent	Caixa Nova
Caixa Galicia	Cajastur	Caixa Penedès
Caja Castilla-La Mancha	Sa Nostra	Vital Kutxa
Caixa de Girona	La Caja de Canarias	Ibercaja
Caja Granada	Caja Navarra	Caja Inmaculada
Caja de Guadalajara	Colonya Caixa Pollença	

para dicho sector (Berger y Humphrey, 1997), y se seleccionó para nuestro estudio el denominado modelo de intermediación (Mester, 1996; Molyneux *et al*, 1996; Yeh, 1996) que identifica la actividad de estas entidades como sujetos mediadores entre suministradores y demandantes de fondos.

De la documentación financiera consultada (Balance y Cuenta de Pérdidas y Ganancias), se seleccionaron las variables para conformar el modelo de eficiencia DEA (2 *outputs* y 3 *inputs*) según el siguiente detalle: *output* 1, préstamos concedidos (O_1); *outputs* 2, intereses y comisiones percibidos (O_2); *input* 1, depósitos recibidos (I_1); *input* 2, intereses y comisiones pagados (I_2); *inputs* 3, gastos de personal y administración (I_3). El modelo AED se aplicó con orientación *output* a partir de la consideración de las variables mencionadas cuyos estadísticos descriptivos se muestran en el cuadro 2.⁹

II. RESULTADOS DEL ESTUDIO EMPÍRICO

1. *Puntuaciones de eficiencia*

Los resultados del modelo eficiencia se presentan en el cuadro 3, en el que se puede apreciar que, en valores medios, los rendimientos alcanzados por las cajas de ahorro en el periodo considerado son satisfactorios. En concre-

⁹ Las variables gastos de personal y gastos de administración se fundieron en un solo *input* con objeto de propiciar el poder discriminatorio del modelo de eficiencia propuesto en relación con el total de variables instrumentadas en el mismo (El-Mahgary y Lahdelma, 1995).

CUADRO 2. *Estadísticos descriptivos de las variables del modelo de eficiencia*
(Miles de euros)

		O ₁	O ₂	I ₁	I ₂	I ₃
2003	Media	11 554	757	12 359	307	272
	Mediana	6 367	415	7 451	145	151
	Desviación típica	15 250	999	15 299	436	382
2004	Media	14 020	772	13 852	303	287
	Mediana	8 155	444	9 119	151	159
	Desviación típica	18 670	1 027	17 272	426	403
2005	Media	18 106	887	16 648	383	308
	Mediana	10 681	492	10 265	187	171
	Desviación típica	23 432	1 174	20 382	517	424
2006	Media	23 313	1 178	20 059	612	332
	Mediana	12 617	654	12 479	291	182
	Desviación típica	30 370	1 580	24 170	840	456
2007	Media	26 466	1 725	21 939	1 055	366
	Mediana	13 001	892	13 247	474	194
	Desviación típica	35 839	2 363	27 647	1 457	501

CUADRO 3. *Puntuaciones de eficiencia*

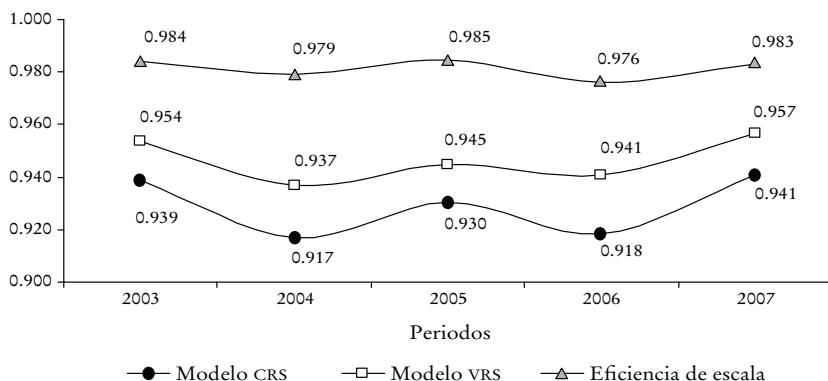
Periodo	Modelo CRS		Modelo VRS		Eficiencia de escala	
	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica
2003	0.939	0.062	0.954	0.059	0.984	0.028
2004	0.917	0.074	0.937	0.065	0.979	0.048
2005	0.930	0.052	0.945	0.050	0.985	0.029
2006	0.918	0.048	0.941	0.049	0.976	0.029
2007	0.941	0.048	0.957	0.044	0.983	0.021

to, para el modelo de rendimientos a escala variables (modelo VRS) se obtiene una media de eficiencia de 94.7%, presentando una situación un poco inferior el modelo de rendimientos a escala constantes (modelo CRS), que obtiene un rendimiento medio de 92.9%. Respecto a la eficiencia de escala cabe señalar a tenor de su valor medio (98.1%) que, en general, estas entidades se encuentran en posiciones cercanas a su escala óptima de operaciones. La gráfica 1 muestra la evolución temporal de las puntuaciones de eficiencia para el periodo considerado¹⁰.

Si se compara los resultados descritos anteriormente con los de otros estudios recientes se observa que los obtenidos por Maudos y Fernández

¹⁰ Los resultados empíricos se facilitan de manera agregada. Las entidades interesadas en el estudio pueden contactar con los autores para solicitar sus resultados específicos.

GRÁFICA 1. *Puntuaciones de los modelos de eficiencia y eficiencia de escala*
(Valores medios)



de Guevara (2008) con la aproximación paramétrica de frontera estocástica para el sector bancario español durante el periodo 1997-2005 revelan una eficiencia media de 88%, mientras que los conseguidos por Marín *et al* (2008) para el periodo 2002-2003 con un enfoque no paramétrico de rendimientos a escala variables en frontera separada alcanzan el 90.37%, muy superior al obtenido por dichos autores para los bancos, que no supera el 73.15%, siendo en ambos casos los resultado inferiores a los presentados en este trabajo (94.7%). Comparando con el estudio de Guzmán y Reverte (2008), que aplica un modelo de rendimiento idéntico al propuesto en este artículo para una muestra de bancos cotizados españoles en el periodo 2000-2004, se constata de manera más precisa que en términos de eficiencia técnica pura, el rendimiento de las cajas de ahorros es un poco inferior al de los bancos (94.7 *vs* 95.8%), mientras que en eficiencia global les superan (92.9 *vs* 92.4%), lo que revela que dichas entidades se encuentran trabajando en una escala de operaciones más optimada respecto a la banca privada.

2. Índices de productividad de Malmquist

La tendencia de los índices de eficiencia (gráfica 1) no puede ser tomada en consideración para evaluar los cambios en la productividad, dado que no evalúa los movimientos de la frontera de eficiencia entre dos periodos diferentes. Para soslayar este problema se calculó el IPM para cada dos periodos adyacentes en el tiempo, considerando su descomposición en cambio tecnológico (CTC) y cambio en eficiencia (CEF), con objeto de evaluar con

CUADRO 4. *Índice de Malmquist (IPM) y su descomposición en cambio tecnológico (CTC) y cambio en eficiencia (CEF)*

(Medias geométricas)

Periodos	IPM	CTC	CEF
2003-2004	1.086	1.113	0.976
2004-2005	1.003	0.988	1.016
2005-2006	0.983	0.995	0.988
2006-2007	0.983	0.959	1.025
2003-2007	1.013	1.012	1.001

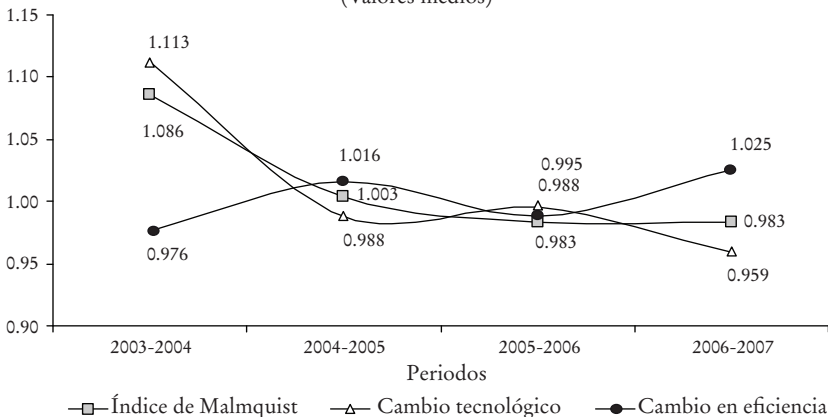
mayor profundidad las variaciones en productividad. El cuadro 4 recoge los resultados obtenidos en valores medios por periodos, así como el efecto temporal acumulado.

Nuestros resultados ponen de manifiesto un aumento, en valores medios, de la productividad de +1.3%, lo que de acuerdo con la descomposición del índice puede atribuirse casi por entero al progreso tecnológico experimentado por el sector (+1.12%), apreciándose simultáneamente un pequeño incremento del cambio en eficiencia técnica (+0.10%), lo que evidencia que la posición relativa de las cajas de ahorros no ha experimentado movimientos significativos respecto a sus correspondientes fronteras de eficiencia a lo largo del periodo evaluado (gráfica 2).

Comparando con los resultados del trabajo citado de Guzmán y Reverte (2008), se observa que los bancos alcanzan un mayor cambio productivo respecto al obtenido por las cajas de ahorros (+2.2 *vs* +1.3%), atribuible a

GRÁFICA 2. *Índice de Malmquist y su descomposición en cambio tecnológico y cambio en eficiencia*

(Valores medios)



la mejora en cambio tecnológico (+2.1 vs +1.2%), puesto que el cambio en eficiencia técnica es similar en ambos casos y prácticamente imperceptible (0.1 vs 0.1%).

III. RELACIÓN ENTRE CREACIÓN DE VALOR SOCIAL Y CAMBIOS EN PRODUCTIVIDAD

Como hemos señalado líneas arriba, las cajas de ahorros se caracterizan por un fin social y, por tanto, pueden encuadrarse dentro del sector de la economía social (Barea, 2008). En este sentido la principal hipótesis de nuestra investigación plantea la obtención de evidencia empírica capaz de demostrar que las entidades que presentan mayor productividad realizan una mayor contribución económica a fines sociales.

Para cuantificar el beneficio social periódico revertido a la sociedad por las cajas de ahorros se utilizó como variable *proxy* el *ratio* de gasto social (RGS) que relaciona el gasto anual destinado a obra social (GOS) con el resultado antes de impuestos (RAI), y cuya expresión matemática se muestra en (7):

$$RGS_{it} = \frac{GOS_{it}}{RAI_{it}} \quad (7)$$

en la que GOS_{it} : gasto anual destinado a obra social de la caja de ahorros i al cierre del ejercicio t , y RAI_{it} : resultado antes de impuestos de la caja de ahorros i al cierre del ejercicio t .

Para contrastar la hipótesis propuesta controlando por el efecto de la rentabilidad económica (RE)¹¹ y del tamaño (TA), se estimaron los modelos de regresión expresados en (8), (9) y (10) considerando la metodología de datos de panel para cuatro periodos (2004-2007):

$$RGS_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 RE_{it} + u_{it} \quad (8)$$

$$RGS_{it} = \eta_0 + \eta_1 TA_{it} + u_{it} \quad (9)$$

$$RGS_{it} = \rho_0 + \rho_1 RE_{it} + \rho_2 TA_{it} + \rho_3 IPM_{it} + u_{it} \quad (10)$$

en la que RGS_{it} : *ratio* de gasto social de la caja de ahorros i para el periodo t ; RE_{it} : rentabilidad económica de la caja de ahorros i para el periodo t . TA_{it} :

¹¹ La rentabilidad económica se obtuvo dividiendo el resultado antes de impuestos (RAI) entre el total de activos (TA), sin considerar la partida de gastos financieros dado el sector económico de pertenencia de las entidades analizadas.

total del activo del balance de la caja de ahorros i para el periodo t , e IPM_{it} : índice de productividad de Malmquist de la caja de ahorros i para los periodos $t, t - 1$.

La estimación de modelos de regresión con datos de panel plantea la elección entre dos posibles especificaciones: modelo de efectos fijos y modelo de efectos aleatorios. El primero de ellos supone la existencia de diferencias en los interceptos de los distintos individuos analizados, mientras que el segundo reconoce la presencia de dichas diferencias en el término de error, por lo que también recibe el nombre de “modelo con errores compuestos” (Arellano y Bover, 1990). Para discriminar qué especificación del modelo de regresión debe ser seleccionada, la prueba de Hausman (1978) propone la hipótesis nula de que los efectos individuales están correlacionados con el resto de regresores. El rechazo de dicha hipótesis supone que el modelo de efectos aleatorios produce estimadores sesgados, por lo que debe considerarse la especificación del modelo de efectos fijos.

Nuestra hipótesis de partida fue que las variables RE, TA e IPM deberían estar positiva y significativamente asociadas con la variable endógena RGS. El cuadro 5 muestra los resultados de las estimaciones de los modelos examinados, teniendo en cuenta que la prueba de Hausman reveló que la especificación de efectos fijos es mejor que la de efectos aleatorios en todos los casos.

Como suponíamos la variable IPM está positiva y significativamente asociada con la variable RGS, incluso después de controlar por el *ratio* de renta-

CUADRO 5. *Estimación de modelos econométricos para datos de panel*^a
(Variable dependiente: RGS)

<i>Modelo</i>	<i>Intercepto</i>	<i>RE</i>	<i>TA</i>	<i>IPM</i>	<i>Prueba de Hausman</i>	<i>R</i> ²
Modelo (8)	0.341* (27.84)	-14.791* (-10.39)			22.674*	0.828
Modelo (9)	0.256* (36.55)		-2.01e-09* (-6.14)		20.056*	0.757
Modelo (10)	0.288* (12.46)	-13.093* (-8.97)	-9.40e-10* (-3.31)	0.056* (2.75)	56.495*	0.850

^a RGS_{it} : *ratio* de gasto social de la caja de ahorros i para el periodo t ; RE_{it} : *ratio* de rentabilidad económica de la caja de ahorros i para el periodo t ; TA_{it} : total activo del balance de la caja de ahorros i para el periodo t ; IPM: índice de productividad de Malmquist de la caja de ahorros i para los periodos $t, t - 1$. De acuerdo con los resultados de la prueba de Hausman, las estimaciones realizadas corresponden a la especificación del modelo de efectos fijos. Las cifras entre paréntesis indican el valor del estadístico t .

* Significación estadística a 1 por ciento.

bilidad económica (RE) y el tamaño de la entidad (TA), lo que evidencia que los incrementos en la productividad de las cajas de ahorro españolas generan mayores dotaciones a gasto social en relación con el resultado antes de impuestos. Sin embargo, a *sensu* contrario, los coeficientes asociados al *ratio* de rentabilidad económica (RE) y tamaño de la entidad (TA) muestran una relación negativa y significativa respecto a la variable endógena analizada (RGS), y revelan que aumentos en la rentabilidad y tamaño de las cajas de ahorros producen disminuciones en relación con el *ratio* de gasto social.

Considerando la actividad de las entidades de depósito como sujetos mediadores entre suministradores y demandantes de fondos, los resultados econométricos expuestos ponen de manifiesto que una adecuada aplicación por las cajas de ahorros de los principales recursos del negocio bancario (depósitos recibidos, intereses y comisiones pagados, gasto de personal y gastos de administración) produce un incremento en sus principales rúbricas de negocio (préstamos concedidos e intereses y comisiones cobrados), que debería traducirse, desde un punto de vista dinámico, en un aumento de sus ganancias y, por ende, de la posibilidad de mayores dotaciones a la “obra social”. No obstante, los problemas que vienen aquejando al sector de las entidades de depósito, como el incremento paulatino de la morosidad y las restricciones de liquidez, plantean la posibilidad de un descenso de los resultados de estas entidades, lo que analizado a la luz de la necesidad de incrementar sus reservas para preservar sus *ratios* de solvencia, justificaría una toma de decisiones respecto a la aplicación de excedentes alejada de los fines de carácter social propios de este tipo de entes, que tendría una mayor incidencia al aumentar el tamaño de la entidad.

CONCLUSIONES

En este artículo se examina la relación entre la productividad y el gasto social alcanzados por las cajas de ahorro españolas. Si bien el primero de los aspectos tratados ha sido analizado con anterioridad, paradójicamente el segundo no parece haber sido abordado hasta ahora, a pesar del fin social que se le reconoce a este tipo de entidades, por lo que la primera contribución de nuestro artículo es haber relacionado ambas líneas de investigación, así como la obtención de evidencia empírica respecto a si las cajas de ahorros con incrementos en su productividad contribuyen de manera más intensa a la financiación de su obra social.

Para medir la productividad se calculó el índice de Malmquist (IPM) a partir de un modelo intermediación no paramétrico AED específico para entidades financieras. El índice así obtenido es capaz de diferenciar los cambios en productividad a partir del cambio tecnológico, medido por la variación de la frontera eficiente entre dos periodos, y los cambios en eficiencia, que determinan la posición relativa de las unidades evaluadas respecto a la frontera a lo largo del horizonte temporal considerado.

Para el censo de cajas de ahorros españolas operantes en España en el periodo 2003-2007, nuestros resultados muestran que dichas entidades presentan rendimientos óptimos, que alcanzan valores medios superiores a 94% según la hipótesis de rendimientos a escala variables, cuyo dimensionamiento es adecuado de acuerdo con los valores obtenidos respecto a su eficiencia de escala. En cuanto al cambio productivo, se observa un incremento de +1.3%, atribuible de manera casi exclusiva al progreso tecnológico de dichas entidades (+1.2%).

Respecto al análisis del cumplimiento de los fines sociales de las cajas de ahorros para el periodo evaluado, la principal conclusión de nuestro trabajo revela que los incrementos de productividad contribuyen a un aumento del “valor social” para los ciudadanos, medido con el *ratio* de gasto social (RGS), incluso después de controlar por el efecto de medidas tradicionales como la rentabilidad económica (RE) y el tamaño (TA) de la entidad. Estos resultados se podrían justificar al considerar que el incremento de ganancias que debería propiciar la eficiente aplicación de recursos a lo largo del tiempo, contribuiría a una mayor dotación de gasto social que, por otra parte, se vería disminuida por la imperiosa necesidad de las cajas de ahorros de incrementar sus reservas para preservar sus *ratios* de solvencia, decisión que se vería afectada de manera negativa al aumentar el tamaño de la entidad.

Como futura línea de investigación nos planteamos la comparación del compromiso social de las cajas de ahorros respecto a los bancos privados, puesto que en un ámbito de extremada competencia, como es el sector de las entidades de depósito, la contribución al desarrollo de obras de carácter social pudiera contribuir a la mejora de la imagen de la entidad financiera que las realiza, lo que podría implicar un aumento de su volumen de actividad y, por ende, de mejoría de sus resultados y posición competitiva, como lo evidencian recientes estudios en materia de responsabilidad social corporativa.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Álvarez, R. (1994), “Estimación y análisis de la eficiencia técnica de las cajas de ahorros a través de un modelo flexible”, *Workshop sobre eficiencia y banca*, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Arellano, M., y O. Bover (1990), “La econometría de datos de panel”, *Investigaciones Económicas* (Segunda Época), vol. XIV, 1, pp. 3-45.
- Athanassopoulos, A. D., y D. Giokas (2000), “The Use of Data Envelopment Analysis in Banking Institutions: Evidence from the Commercial Bank of Greece”, *Interfaces*, 30 (2), pp. 81-95.
- Ballarín, E. (1991), “El proceso de dirección en las cajas de ahorros”, *Papeles de Economía Española*, 47, pp. 25-36.
- Banker, R. D., A. Charnes y W. W. Cooper (1984), “Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis”, *Management Science*, 30, pp. 1078-1092.
- Barea, J. (2008), “El concepto científico de economía social desde la perspectiva actual”, *Temas para el Debate*, núm. 167, octubre (<http://www.revistas culturales.com/articulos>).
- Berg, S. A., F. R. Forsund, L. Hjalmarsson y M. Suominen (1993), “Banking Efficiency in the Nordic Countries”, *Journal of Banking and Finance*, 17 (2-3), pp. 371-388.
- Berger, A. N., y D. B. Humphrey (1997), “Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research”, *European Journal of Operational Research*, 98, pp. 175-212.
- , y L. J. Mester (1999), “What Explains the Dramatic Changes in Cost and Profit Performance of the US Banking Industry?”, *Working Paper Federal Reserve Bank of Philadelphia*, núm. 6, febrero.
- (2001), “Explaining the Dramatic Changes in Performance of US Banks: Technological Change, Deregulation and Dynamic Changes in Competition”, *Working Paper Federal Reserve Bank of Philadelphia*, núm. 6, abril.
- Cals, J. (2005), *Historia reciente, estrategia competitiva y gobierno*, Barcelona, Editorial Ariel.
- Casu, B., C. Girardone y P. Molyneux (2004), “Productivity Change in European Banking: a Comparison of Parametric and Non-Parametric Approaches”, *Journal of Banking and Finance*, 28, pp. 2521-2540.
- Caves, D., L. Christensen y E. Diewert (1982), “The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output and Productivity”, *Econometrica*, noviembre, pp. 1393-1414.
- Chaffai, M. E., M. Dietsch y A. Lozano-Vivas (2001), “Technological and Environmental Differences in the European Banking Industries”, *Journal of Financial Services Research*, 19, pp. 147-162.

- Charnes, A., W. W. Cooper y E. Rhodes (1978), "Measuring the Efficiency of Decision Making Units", *European Journal of Operational Research*, 2, pp. 429-444.
- Domenech, R. (1992), "Medidas no paramétricas de eficiencia en el sector bancario español", *Revista Española de Economía*, 9, pp. 171-196.
- El-Magharay, S., y R. Ladhelma (1995), "Data Envelopment Analysis: Visualizing the Results", *European Journal of Operational Research*, 85, pp. 700-710.
- Emrouznejad, A. (1995), *Data Envelopment Analysis Homepage* (www.DEAzone.com), (última visita: 4/9/2009).
- Färe, R., y D. Primont (1993), "Measuring the Efficiency of Multiunit Banking: An Activity Analysis Approach", *Journal of Banking and Finance*, 17 (2-3), pp. 539-544.
- , S. Grosskopf, M. Norris y Z. Zhang (1994), "Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Changes in Industrialised Countries", *American Economic Review*, 84, pp. 66-83.
- Farrell, M. J. (1957), "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of Royal Statistical Society Series*, 120, pp. 253-281.
- Favero, C. A., y L. Papi (1995), "Technical Efficiency and Scale Efficiency in the Italian Banking Sector: A Nonparametric Approach", *Applied Economics*, 27 (4), pp. 385-395.
- Ferrier, G. D., S. Grosskopf, K. J. Hayes y S. Yaisawarng (1993), "Economies of Diversification in the Banking Industry: A Frontier Approach", *Journal of Monetary Economics*, 31 (2), pp. 229-249.
- Fiordelisi, F., y P. Molyneux (2006), *Shareholder Value in Banking*, *Studies in Banking and International Finance*, Londres, Palgrave MacMillan.
- Goddard, J. A., P. Molyneux y J. O. S. Wilson (2001), *European Banking: Efficiency, Technology and Growth*, Reino Unido, Ed. John Wiley & Sons.
- Grifell, E., y C. A. K. Lovell (1995), "Estrategias de gestión y cambio productivo en el sector bancario español", *Papeles de Economía Española*, 65, pp. 174-184.
- (1996), "Deregulation and Productivity Decline: The Case of Spanish Savings Banks", *European Economic Review*, 40, pp. 1281-1303.
- Guzmán, I., y C. Reverte (2008), "Productivity and Efficiency Change and Shareholder Value: Evidence from the Spanish Banking Sector", *Applied Economics*, 40, pp. 2037-2044.
- Hausman, J. A. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46, páginas 1251-1271.
- Hughes, J. P., W. Lang, L. J. Mester y C. G. Moon (1996), "Efficient Banking under Interstate Branching", *Journal of Money, Credit and Banking*, 28 (4), pp. 1043-1071.
- (1999), "The Dollar and Sense of Bank Consolidation", *Journal of Banking and Finance*, 23, pp. 291-324.
- Hunter, W. C., y S. G. Timme (1991), "Technological Change in Large US Commercial Banks", *Journal of Business*, 3, pp. 339-362.
- Ley 13/1985, de 25 de mayo, de Coeficientes de Inversión, Recursos Propios y Obli-

- gaciones de Información de los Intermediarios Financieros, modificada por la Ley 36/2007, de 16 de noviembre.
- López Cortés, G., y P. N. Snowden (1999), “La banca mexicana, de la privatización a la intervención. Una perspectiva de AED, 1982-1996”, *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. LXVI (2), núm. 262, abril-junio, pp. 259-291.
- Malmquist, S. (1953), “Index Numbers and Indifference Surfaces”, *Trabajos de Estadística*, 4, pp. 209-242.
- Marbella, F. (2005), *La dirección estratégica de las entidades de crédito*, Madrid, Ed. Thomson Civitas.
- Marín, S., J. Gómez y J. C. Gómez (2008), “Eficiencia técnica en el sistema bancario español”, *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. LXXV(4), núm. 300, octubre-diciembre, pp. 1017-1042.
- Maudos, J. (1994), “Cambio tecnológico, costes y economías de escala en las cajas de ahorros”, *Papeles de Economía Española*, 58, pp. 126-140.
- (1996), “Eficiencia, cambio técnico y productividad en el sector bancario español; una aproximación de frontera estocástica”, *Investigaciones Económicas*, XX (3), pp. 339-358.
- (1997), “La rentabilidad en el sector bancario español, la importancia de la eficiencia”, *Cuadernos de Información Económica*, 128-129, pp. 117-121.
- (2001), “Rentabilidad, estructura de mercado y eficiencia en el sector bancario español”, *Revista de Economía Aplicada*, 2001, IX, 25, pp. 193-207.
- , y J. Fernández de Guevara (2008), *El sector bancario español en el contexto internacional: evolución reciente y retos futuros*, Bilbao, Ed. Fundación BBVA.
- , y J. M. Pastor (1999), “Eficiencia en costes y beneficios en el sector bancario español (1985-1996): una aproximación no paramétrica”, Valencia, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- (2000), “La eficiencia del sistema bancario español en el contexto de la Unión Europea”, *Papeles de Economía Española*, 84-85, pp. 155-168.
- (2003), “Cost and Profit Efficiency in the Spanish Banking Sector (1985-96): A Non-Parametric approach”, *Applied Financial Economics*, 13, 1, pp. 1-12.
- , — y F. Pérez (2002), “Competition and Efficiency in the Spanish Banking Sector: The Importance of Specialisation”, *Applied Financial Economics*, 12, 9, páginas 505- 516.
- , — y J. Quesada (1995), “Technical Progress in the Spanish Banking”, Jack Revell (comp.), *The Recent Evolution of Financial System*, cap. 12, Ed. MacMillan.
- Mester, L. J. (1996), “A Study of Bank Efficiency: Taking into Account Risk-Preferences”, *Journal of Banking and Finance*, 20, pp. 389-405.
- , y L. M. Seiford (1993), “Banking Efficiency in the Nordic Countries: Resolving the Scale Efficiency Puzzle in Banking, Discussion”, *Journal of Banking and Finance*, 17 (2-3), pp. 407-410.

- Molyneux, P., Y. Altunbas y E. P. M. Gardener (1996), *Efficiency in European Banking*, Londres, Ed. John Wiley & Sons.
- Pastor, J. M. (1995), "Eficiencia, cambio productivo y cambio técnico en los bancos y cajas de ahorro españolas: un análisis de la frontera no paramétrico", *Revista Española de Economía*, 12, pp. 35-73.
- Pérez, F., y J. M. Pastor (1994), "La productividad del sistema bancario español (1986-1992)", *Papeles de Economía Española*, 58, pp. 62-87.
- Prior, D., y V. Salas (1994), "Eficiencia técnica de las cajas de ahorros españolas y sus factores determinantes", *Papeles de Economía Española*, 58, pp. 141-161.
- Ray, S. C., y E. Desli (1997), "Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Industrialized Countries: Comment", *American Economic Review*, 87 (5), pp. 1033-1039.
- Resti, A. (1997), "Evaluating the Cost-Efficiency of the Italian Banking System: What Can be Learned from the Joint Application of Parametric and Non-Parametric Techniques", *Journal of Banking and Finance*, 21 (2), pp. 221-250.
- Sathye, M. (2001), "X-Efficiency in Australian Banking: An Empirical Investigation", *Journal of Banking and Finance*, 25 (3), pp. 613-630.
- Surroca, J. (2003), "Gobierno de la empresa y eficiencia en organizaciones orientadas a los interesados: una aplicación a las cajas de ahorro y a las cooperativas de Mondragón", tesis doctoral, Universidad Autónoma de Barcelona.
- Thanassoulis, E. (2001), *Introduction to the Theory and Application of Data Envelopment Analysis*, Holanda, Ed. Kluwer Academic Publishers.
- Van der Vennet, R. (1996), "The Effects of Mergers and Acquisitions on the Efficiency and Profitability of EC Credit Institutions", *Journal of Banking and Finance*, 20, pp. 1531-1558.
- Yeh, Q. (1996), "The Application of Data Envelopment Analysis in Conjunction with Financial Ratios for Bank Performance Evaluation", *Journal of the Operational Research Society*, 47, pp. 980-988.