



Universidad de Oviedo

Facultad de Economía y Empresa

TRABAJO FIN DE MÁSTER EN ECONOMÍA:

Instrumentos del Análisis Económico

**“DETERMINANTES DE LA RENTABILIDAD DE LAS
ENTIDADES DE DEPÓSITO EN ESPAÑA: 1995-2014”**

DAVID BOTO GARCÍA



Tutores:

D. Antonio María Álvarez Pinilla

D. José Francisco Baños Pino

Septiembre, 2016.

RESUMEN

Este Trabajo Fin de Máster trata de identificar los determinantes de la rentabilidad bancaria en España. Utilizando datos para el periodo 1995-2014, se examina el impacto de factores bancarios, de sector y macroeconómicos en la rentabilidad agregada del sector bancario, utilizando un modelo lineal de series temporales. Concretamente, el principal objetivo de este estudio es el análisis de los efectos marginales de las variables consideradas en cada categoría sobre la rentabilidad agregada de las entidades de depósito. Los resultados de las estimaciones muestran que la rentabilidad bancaria es procíclica, decrece con el número de competidores y la concentración y es muy sensible a la evolución del Euríbor. Los factores bancarios y macroeconómicos contribuyen positivamente a la rentabilidad del sector mientras que la importancia cuantitativa de la estructura del sector es reducida.

Palabras clave: rentabilidad bancaria, ciclo, concentración, estructura del sector, series temporales.

ABSTRACT

This paper tries to identify the determinants of banking profitability in Spain. Using data from the period 1995-2014, we examine the impact of bank-specific, industry related and macroeconomic variables on the aggregated profitability of the banking sector, using a lineal time series model. Specifically, the main aim of the research is to analyze the marginal effects that the variables considered in each category have on the aggregated profitability of the banking sector. The estimation results show that banking profitability is pro-cyclical, decreases with the number of competitors and concentration and is very sensitive to the evolution of the Euribor. Bank-specific and macroeconomic determinants positively contribute to the profitability of the sector meanwhile the quantitative importance of the sector structure is reduced.

Keywords: banking profitability, business cycle, concentration, market structure, time series.

INDICE DE CONTENIDOS

RESUMEN.....	pág. 1
INDICE DE TABLAS Y FIGURAS.....	pág. 3
INTRODUCCIÓN.....	pág. 4 – 5
1. HECHOS ESTILIZADOS.....	pág. 5 – 14
1.1 Entorno macroeconómico. (pág. 5 – 10)	
1.2 Rentabilidad de las entidades de depósito. (pág. 10 – 13)	
1.3 Un indicador de riesgo. (pág. 13 – 14)	
2. REVISIÓN A LA LITERATURA.....	pág. 14 – 17
3. MARCO TEÓRICO Y DATOS.....	pág. 17 – 29
3.1 Especificación del modelo general. (pág. 17 – 18)	
3.2 Datos. (pág. 18 – 23)	
3.3 Análisis de intervención. (pág. 23 – 25)	
3.4 La condición de estacionariedad: prevención hacia regresiones espurias. (pág. 25 – 29)	
4. MODELO EMPÍRICO Y RESULTADOS.....	pág. 30 – 45
4.1 Modelo empírico y método de estimación. (pág. 30 – 31)	
4.2 Resultados. (pág. 31 – 38)	
4.3 Extensión: la condición de exogeneidad estricta de los regresores. (pág. 38 – 42)	
4.4 Contribuciones de los factores. (pág. 43– 45)	
5. CONCLUSIONES.....	pág. 45 – 46
AGRADECIMIENTOS.....	pág. 47
BIBLIOGRAFÍA.....	pág. 48 – 52
ANEXOS.....	pág. 53 – 57

INDICE DE TABLAS, GRÁFICOS Y FIGURAS

- Tabla 1.- Cambios regulatorios más relevantes en el proceso de reestructuración bancaria. (pág. 8)
- Tabla 2.- Evolución de las pérdidas por deterioro en relación al margen de intereses. (pág. 13)
- Tabla 3.- Variables, definiciones, notación y efecto esperado. (pág. 23)
- Tabla 4.- Estadísticos descriptivos. (pág. 23)
- Tabla 5.- Cuartiles, rango intercuartílico y medida de valor atípico extremo. (pág. 24)
- Tabla 6.- Test ADF para la detección de raíces unitarias sobre las series en nivel (logaritmos) y en primeras diferencias (tasas de crecimiento). (pág. 29)
- Tabla 7.- Estimación por MCO robustos (entre paréntesis las desviaciones típicas). (pág. 36)
- Tabla 8.- Coeficientes estimados VAR(2), estadísticos t de significación individual y F de significación conjunta. Tamaño muestral efectivo (T*), R-cuadrado (R²) y estadístico Q de Ljung-Box (Q). (pág. 42)
- Tabla 9.- Clasificación entidades de depósito por cuota de mercado (entre paréntesis la cuota de mercado de cada entidad). Índice C5. (pág. 53 – 54)
- Tabla 10.- Valores ROA original e intervenido. (pág. 56)
- Tabla 11.- Contribuciones de cada factor sobre E (d_ROA_i|X) (pág. 57)

- ❖ Gráfico 1.- Evolución del crecimiento del PIB real (%) y sus contribuciones (pp). Periodo 1996-2014. (pág. 5)
- ❖ Gráfico 2.- Evolución DP_3, Míbor y Euríbor 1995-2014. Promedio anual. (pág. 6)
- ❖ Gráfico 3.- Evolución de ratios Creditos_OSR/PIBn y Depósitos_OSR/PIBn. Periodo 1995-2014. (pág. 7)
- ❖ Gráfico 4.- Número de Bancos, Cajas y Coop. de crédito. (pág. 9)
- ❖ Gráfico 5.- Evolución del índice C5 de las Entidades de depósito en España. Periodo 1995-2014. (pág. 10)
- ❖ Gráfico 6.- Evolución del ROA y del ROE (%). Periodo 1995-2014. (pág. 11)
- ❖ Gráfico 7.- Evolución del ratio FP/ATM (%). Periodo 1995-2014. (pág. 12)
- ❖ Gráfico 8.- Descomposición BAI (millones de euros). Periodo 1995-2014. (pág. 12)
- ❖ Gráfico 9.- Índice de riesgo Z. Periodo 1997-2014. (pág. 14)
- ❖ Gráfico 10.- Representación gráfica de ROA. Periodo 1995-2014. (pág. 24)
- ❖ Gráfico 11.- Contribuciones de los factores. Elaboración propia. Periodo 1996 – 2014. (pág. 43)
- ❖ Gráfico 12.- ROA original e intervenido. Periodo 1995-2014. (pág. 56)

- Figura 1.- Correlograma de los residuos. FAC y FACP Modelo 2. (pág. 37)
- Figura 2.- Raíces inversas del proceso VAR(2) en relación al círculo unidad. (pág. 40)
- Figura 3.- Principales fusiones en el proceso de reestructuración de las Cajas de Ahorro. (pág. 55)

INTRODUCCIÓN

Este Trabajo Fin de Máster examina la rentabilidad de las entidades de depósito residentes en España (Bancos, Cajas de Ahorros y Cooperativas de Crédito). Atendiendo a la definición que de ellas hace el Banco de España, las entidades de depósito son un tipo de entidad de crédito caracterizada por recibir fondos por parte del público – fundamentalmente en forma de depósitos – con el compromiso de devolverlos en las condiciones acordadas y que emplean en la concesión de préstamos y operaciones similares.

En palabras de Joseph Stiglitz (2006), el sistema financiero puede ser comparado con “el cerebro de una economía” ya que, entre otras funciones, actúa como el canalizador del dinero de los ahorradores hacia los inversores que lo utilizan para generar mayor producción en los distintos sectores de la economía. El funcionamiento de la economía real se fundamenta en la financiación bancaria y, como se ha visto recientemente a causa de la crisis desencadenada a partir de 2008, en el momento en el que las entidades bancarias entran en problemas esto tiene una repercusión directa en la economía en su conjunto. El sector bancario presenta por estos motivos una particularidad que lo diferencia de cualquier otro: sus posibles quiebras tienen la capacidad de contagiarse a todos los demás sectores; esto es, pueden generar crisis sistémicas. Además, esto resulta especialmente relevante para el caso de España debido a la enorme dependencia que manifiesta su estructura empresarial – en su mayoría pymes – de la financiación bancaria para el desarrollo de sus actividades (Hoffman y Sorensen, 2015).

De esta manera, dada la importancia del sector bancario en la economía como instrumento de financiación, la identificación de los factores explicativos de los resultados económicos obtenidos por las entidades bancarias es una cuestión de crucial importancia tanto para investigadores, inversores como para gestores bancarios. La baja rentabilidad de los bancos es un riesgo para la estabilidad del sistema financiero ya que esto puede incitarlos a la asunción de elevados riesgos en busca de mayores niveles de rentabilidad, con las nocivas consecuencias que esto puede acarrear. Asimismo, unos bajos beneficios serán un importante escollo para la acumulación de los niveles de capital necesarios para dar respuesta con garantías a los shocks que se puedan presentar.

El presente trabajo busca identificar el conjunto de factores internos y externos que determinan la rentabilidad bancaria en España. El objeto de interés es el agregado de las entidades de depósito, ya que desde una perspectiva macroeconómica resulta más atractivo el estudio del conjunto. Para ello se considerarán las características propias del sector así como factores macroeconómicos y estructurales relativos al entorno en el que desarrollan su actividad. Asimismo, también será preciso tener en cuenta algunos cambios regulatorios importantes que han tenido lugar durante el periodo de estudio: 1995-2014.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. En primer lugar se presenta un conjunto de hechos estilizados sobre el entorno macroeconómico y la evolución de la rentabilidad de las entidades de depósito en el periodo estudiado. En el segundo

capítulo se realiza una revisión a la literatura económica en este campo. A continuación se presenta el marco teórico junto con los datos que se van a emplear en el trabajo. En el cuarto capítulo se muestra el modelo empírico planteado y los resultados de las estimaciones así como un apartado de discusión sobre los mismos. En el quinto apartado se exponen las conclusiones del estudio.

1. HECHOS ESTILIZADOS

1.1 Entorno Macroeconómico

Durante la etapa 1996-2007 la economía española experimentó un intenso proceso de crecimiento económico. El PIB creció en promedio un 4% anual, siendo el motor del crecimiento la demanda interna (consumo e inversión), tal y como se puede apreciar en el gráfico 1.

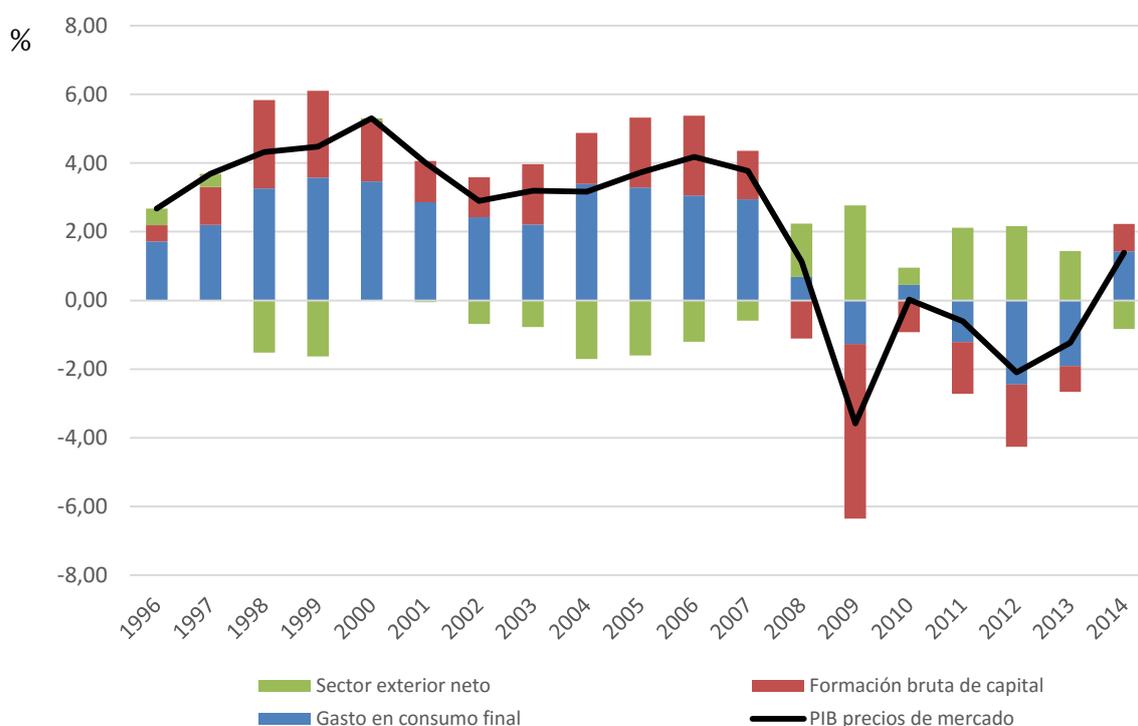


Gráfico 1.- Evolución del crecimiento del PIB real (%) y sus contribuciones (pp). Período 1996-2014. Fuente: elaboración propia a partir de datos Contabilidad Nacional Trimestral base 2010 (INE).

Uno de los elementos que contribuyó sin duda a la etapa de crecimiento económico – que tal vez en un futuro pasen a llamarse “los felices años 2000” – fue el auge del sector de la construcción, que llegó a representar un 21,1% del PIB en 2007 frente al 12,7% de la Eurozona. Desde principios de 2000 se produce en España un “boom inmobiliario” que, básicamente, consiste en un tipo de burbuja especulativa por la cual se produjeron subidas continuadas en el precio de la vivienda que dieron lugar a incrementos continuados en la demanda bajo la premisa de que “el precio de la vivienda no puede bajar”. Se encuentra aquí un claro ejemplo de la importancia de las expectativas. Al tratarse de un bien de inversión cuya adquisición por parte del público requería de financiación bancaria, durante la etapa expansiva el crédito hipotecario

aumentó sostenidamente. De hecho, en el año 2007 los préstamos hipotecarios suponían el 60% del total de stock de crédito concedido por las entidades de depósito al sector privado.

Todo esto fue posible gracias a unas condiciones de liquidez especialmente laxas. La creación de la moneda única en 1999 dio lugar a una paulatina pero acusada reducción de los tipos de interés, lo cual permitió a España una financiación barata y abundante. Mientras que en 1995 el tipo de interés interbancario rondaba el 11%, a principios de 2000 ya se había reducido hasta tan solo el 3% (ver gráfico 2). El gráfico 2 presenta la evolución temporal del tipo de interés del bono español a 3 años (denotado por DP_3¹), el Euribor² y el Míbor³. En él se observa cómo el coste de financiación estatal y bancaria describe una trayectoria prácticamente coincidente en el tiempo.

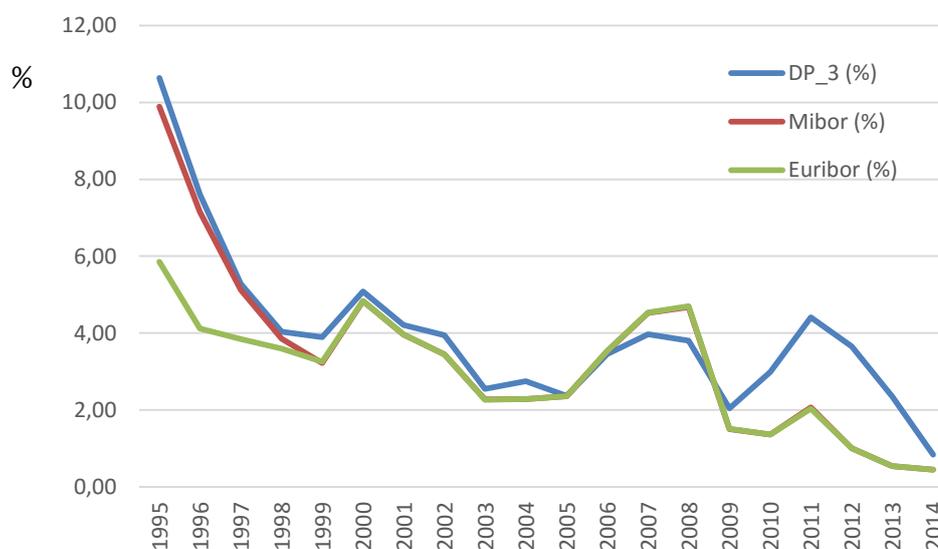


Gráfico 2.- Evolución DP_3, Míbor y Euribor 1995-2014. Promedio anual.
Fuente: Banco de España

A consecuencia del boom inmobiliario y de la facilidad de concesión de préstamos, el endeudamiento de la economía comenzó a dispararse hasta alcanzar niveles considerablemente elevados. El crédito al sector privado pasó del 76% del PIB en el año 2000 al 148% en 2007 (gráfico 3).

La captación de depósitos por las entidades bancarias ha sido tradicionalmente la fuente de financiación fundamental a la hora de ejercer su actividad como prestamistas. Aunque actualmente existan muchas alternativas de captación de fondos, los depósitos por parte de los ahorradores continúan constituyendo un elemento clave en la actividad de las entidades bancarias. No obstante, en los albores de la fase expansiva los depósitos han resultado insuficientes para financiar la creciente demanda de créditos con lo que las entidades de depósito han tenido que acudir a financiarse a los mercados interbancario y de capitales haciendo que el *Funding Gap* (FG) –la brecha existente entre el stock de créditos y depósitos – se haya ido ampliando notablemente.

¹ Puede interpretarse como el coste de financiación del sector público a corto plazo.

² Acrónimo de Euro Interbank Offered Rate, es el tipo de interés a un año al que las entidades financieras se ofrecen a prestar dinero en el mercado interbancario. Surge en 1999 con la creación del euro y los valores anteriores de la serie (1995-1999) se han calculado como la media de los tipos interbancarios nacionales de los países que integraron el euro en 1999 ponderado por sus respectivos PIB.

³ Tipo de interés interbancario a 1 año en España antes de la creación del €. Es el equivalente al Euribor en pesetas.

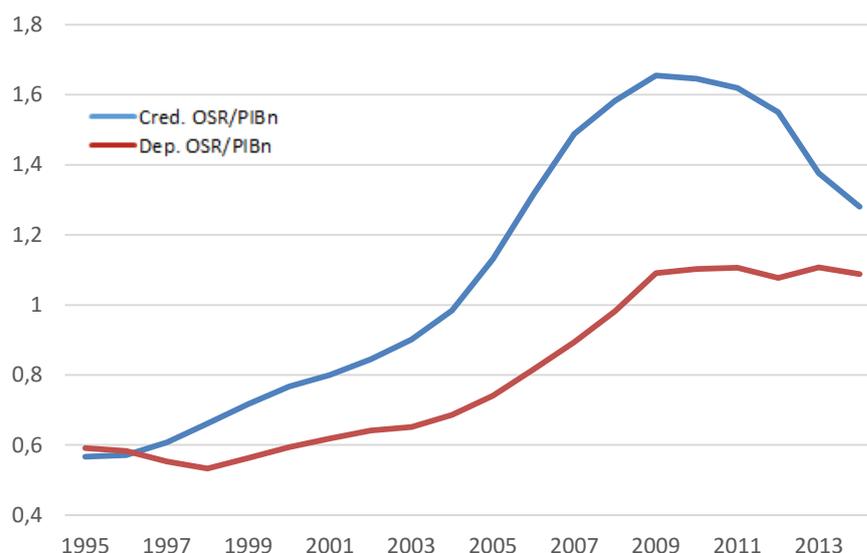


Gráfico 3.- Evolución ratios Créditos_OSР/PIBn y Depósitos_OSР/PIBn. Período 1995-2014.

Fuente: elaboración propia a partir de datos Banco de España.

Todo cambió drásticamente a partir de 2008⁴, momento en el que se desencadena una importante crisis financiera internacional con origen en Estados Unidos que pronto se extendió a toda Europa a través de los mercados internacionales de capitales. La caída de un banco de la magnitud de *Lehman Brothers* el 15 de septiembre de 2008, y la posterior de la aseguradora *AIG* desató el miedo a una posible repetición del *crac* de 1929. Los bancos dejaron de prestarse mutuamente en el mercado interbancario fruto de la desconfianza sobre la solvencia del prestatario, frenando con ello la actividad económica. En España se produce al mismo tiempo el pinchazo de la burbuja inmobiliaria, por lo que el impacto, tanto en términos de profundidad como de duración, fue mayor que en otros países europeos. La tasa de desempleo comenzó a aumentar a medida que la economía se enfriaba. La fuerte caída en la demanda interna y el débil crecimiento de la externa hizo que se destruyeran muchos puestos de trabajo, alcanzando la tasa de paro el 27% a principios de 2013.

Crisis y reestructuración del sistema bancario

Desde que se desencadena la crisis económica, el grado de destrucción de empleo y la caída en la producción agregada hizo que muchos hogares y empresas fuesen incapaces de hacer frente a sus compromisos de pago con las entidades de depósito ya que sus activos – generalmente viviendas que tras el pinchazo de la burbuja inmobiliaria habían perdido tanto valor como demanda para hacerlos líquidos – resultaban insuficientes para reembolsar el principal con sus intereses. Como las entidades de depósito se habían endeudado y se encontraban con grandes dificultades para refinanciar su deuda (restricciones de liquidez y desconfianza), se produjo una espiral de insolvencia que hizo tambalear el sistema financiero español. Los desequilibrios acumulados produjeron un importante endurecimiento en las condiciones de financiación en los mercados, tanto para las entidades de depósito como para las Administraciones Públicas, que redujo la disponibilidad de fondos.

⁴ Septiembre de 2008 es la fecha en la que se produce la quiebra de *Lehman Brothers* y que se toma como origen de la crisis financiera.

A las tensiones de la zona euro y las turbulencias de los mercados de deuda europeos se añadían una serie de problemas propios del sistema financiero español que lo hacían especialmente endeble. Existía un sobredimensionamiento del mismo; la exposición al sector inmobiliario era máxima; los recursos propios de las entidades resultaban insuficientes para cubrir los riesgos asumidos y había problemas en la gobernanza de un segmento relevante, como las Cajas de Ahorros.

El volumen de deuda acumulada por familias, empresas, sector público y sector bancario fue tan elevado que ya desde 2008 (y especialmente durante el año 2012) hubieron de adoptarse un gran número de medidas regulatorias para intentar mantener en pie un sistema financiero que amenazaba con quebrar.

Fecha	Medida	Contenido
Oct. 2008	Creación Fondo de Adquisición de Activos Financieros + ampliación hasta 100.000 € por depositante y entidad de la cobertura del FGD.	Compra de títulos de alta calidad emitidos por las entidades de crédito a fin de darles liquidez.
Jun. 2009	RD-Ley 9/2009: creación del Fondo de Reestructuración Ordenada Bancaria (FROB)	Integración de entidades viables, reforzamiento de solvencia y búsqueda de soluciones para las no viables.
Jul. 2010	RD-Ley 11/2010: reforma del régimen jurídico de las Cajas de Ahorro.	“Bancarización” de las cajas promoviendo su acceso al capital en igualdad de condiciones que los bancos junto con mejoras en sus gobiernos corporativos.
Feb. 2012	RD-Ley 2/2012: saneamiento del sector financiero	Nuevos requerimientos de provisiones y de capital adicionales, orientados en exclusiva a la cobertura del deterioro en los balances bancarios ocasionado por los activos vinculados a la actividad inmobiliaria.
Mayo 2012	RD-Ley 18/2012: saneamiento y venta de los activos del sector financiero (creación de SAREB)	Requerimientos de cobertura adicionales a los establecidos en RD-Ley 2/2012 y la posibilidad de que el FROB pueda obligar a una entidad de depósito a transmitir a una sociedad de gestión de activos (SAREB) determinadas categorías de los mismos especialmente dañados o cuya permanencia en el balance de la entidad se considere perjudicial para su viabilidad.
Jul. 2012	<i>Memorandum of Understanding</i> (moU)	Establecimiento de condiciones de ayuda, criterios, objetivos, herramientas, calendario y hoja de ruta para la recapitalización del sistema.

Tabla 1.- Cambios regulatorios más relevantes en el proceso de reestructuración bancaria.

En este contexto fue necesario llevar a cabo una reestructuración del sector bancario que, a grandes rasgos, buscaba limpiar los balances de las entidades y valorar sus activos del modo más fielmente posible de acuerdo con sus precios de mercado. El propósito fundamental era incrementar la transparencia financiera de cara a recuperar la mermada confianza de los inversores en el sistema financiero español. Asimismo, también se adoptaron medidas para mejorar el sistema de gobierno corporativo de las Cajas de Ahorros y de reforzamiento de los ratios de capital de las entidades. La tabla 1 presenta cronológicamente los cambios regulatorios más relevantes, aunque no fueron

los únicos. Todas las medidas son de ámbito nacional a excepción del *moU* que fue un acuerdo bilateral adoptado en el seno de la Unión Europea por el que España recibió ayuda económica para sanear su sistema bancario a cambio de una serie de condiciones.

El proceso de reestructuración bancaria desarrollado en España a partir de la crisis de 2008 ha alterado significativamente el grado de concentración del sector. Se ha producido una drástica reducción en el número de entidades así como la práctica desaparición de las Cajas de Ahorros. Son dos las causas más evidentes. Por un lado el sector estaba muy sobredimensionado y fue necesario ajustar la excesiva capacidad instalada a las necesidades de un nuevo entorno. Por otro lado, debido a las vicisitudes económicas de un fuerte apalancamiento durante la fase expansiva y caída en el volumen de negocio en la fase depresiva, las pequeñas entidades se han visto forzadas a fusionarse con otras para poder sobrevivir. En el Anexo 2 se sintetizan las fusiones más importantes entre entidades que se han venido produciendo desde 2009.

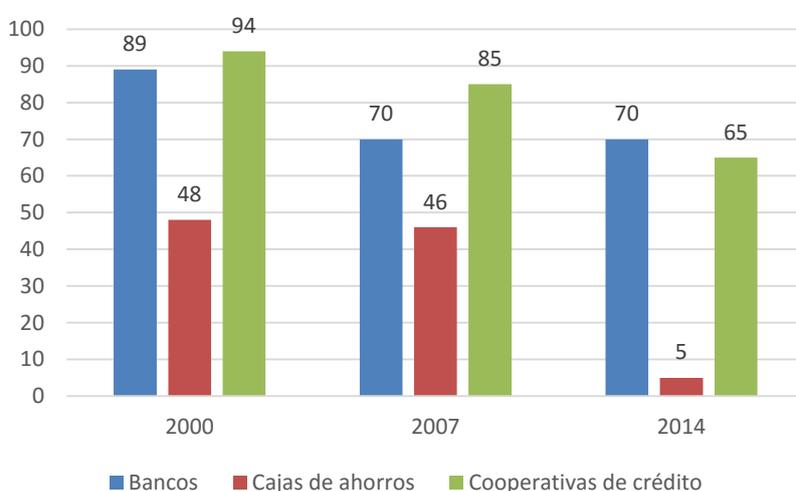


Gráfico 4.- Número de Bancos, Cajas y Coop. de crédito.
Fuente: Banco de España. Informe anual de registro de entidades.

En el gráfico 4 se pone de manifiesto la progresiva reducción en el número total de entidades catalogadas por el Banco de España como entidades de depósito durante el periodo 1995-2014. De las 201 existentes a final de 2007 se ha pasado a las tan solo 140 de 2014, una caída del 30%. También han reducido el número de oficinas en un 30% desde 2008. Como consecuencia, el grado

de concentración en el sector, definido como la suma de la cuota de mercado de las cinco mayores entidades ($C5^5$) (ver Anexo 1), ha aumentado notablemente desde el inicio de la crisis (gráfico 5).

El fuerte crecimiento que se produjo en el $C5$ desde finales de 1997 se debió a la agregación de *Banco Exterior de España* con la *Caja Postal de Ahorros* (entre otros) para dar lugar al holding público *Corporación Bancaria de España* (posteriormente *Argentaria*) en 1998, y a la fusión entre el *Banco Santander* y el *Banco Central Hispano* en 1999. Un año más tarde también se produjo la unión entre la citada *Argentaria* y el *Banco Bilbao Vizcaya* (BBV), dando lugar al actual *Banco Bilbao Vizcaya Argentaria* (BBVA). A partir de este año la concentración comenzó a disminuir progresivamente debido al surgimiento y entrada de nuevas entidades.

⁵ $C5 = \sum_{i=1}^5 \text{volumen de activo } i / \text{volumen de activo total entidades de depósito en España}$

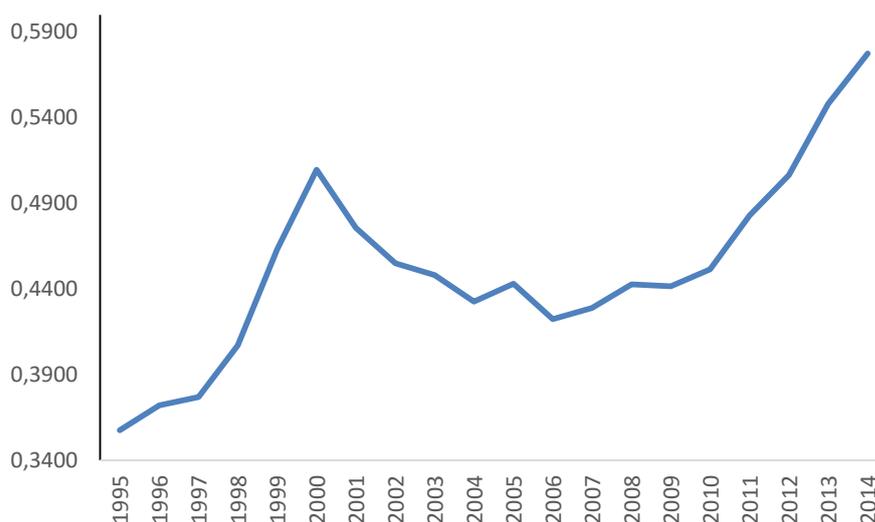


Gráfico 5.- Evolución del índice C5 de las Entidades de depósito en España. Período 1995-2014.
Fuente: Elaboración propia a partir de balances individuales a 31/12 de AEBANCA, CECA Y CNMV.

1.2 Rentabilidad de las Entidades de Depósito

El margen de intereses (diferencia entre ingresos y costes financieros) es el indicador habitual del nivel de actividad de las entidades bancarias pero no determina necesariamente sus beneficios al entrar en juego otras partidas. Es por ello que si se desea medir el resultado de las entidades de depósito ha de acudirse al BAI (Beneficio Antes de Impuestos) para no tener en cuenta el grado de presión fiscal – aunque a un inversor pueda resultarle más interesante el Beneficio contable tras impuestos. No obstante, lo habitual es el empleo de ratios que dividen el resultado monetario por el activo total medio ajustado⁶ (en lo sucesivo ATM).

Los ratios de medida de rentabilidad más empleados son dos: el ROA⁷ (*Return on Assets*) y el ROE⁸ (*Return on Equity*). El gráfico 6 muestra la evolución de ambos indicadores durante el periodo 1995-2014. A lo largo de la década 1995-2005 ambos se mantuvieron estables en torno al 1 y al 10% respectivamente sin experimentar grandes variaciones. Pese a que se suelen utilizar indistintamente para evaluar la rentabilidad, es preciso tener presente las diferencias metodológicas existentes entre ambos: valoran las ganancias de modo distinto y la interpretación de los mismos ha de ser consecuente con esto. Es por ello que se diferencian en la escala pero su trayectoria temporal es prácticamente idéntica.

Es preciso señalar que los ratios ROA y ROE aquí presentados difieren ligeramente de los ratios de rentabilidad que ofrece en su Boletín Estadístico el Banco de España (BdE) fruto de una diferencia metodológica. En este estudio se ha tomado el volumen de activo de las entidades de depósito residentes mientras que el BdE considera el agregado del activo de todas las entidades de depósito que operan en España. Debido

⁶ Promedio de los últimos 12 meses

⁷ Se calcula como el cociente entre el BAI y Activo Total Medio ajustado. Se utiliza para medir la capacidad de los activos totales para generar beneficios, independientemente de las fuentes de financiación utilizadas y de la carga fiscal del país en el que la empresa desarrolla su actividad principal. El ROA mide la capacidad de los activos de una empresa para generar renta por ellos mismos.

⁸ Medida de la rentabilidad de los fondos propios de la entidad. Se obtiene como cociente entre el Beneficio contable (Beneficio después de impuestos) y los Fondos Propios.

a esto, existe una pequeña diferencia de escala, pero el perfil temporal de ambos ratios es idéntico al del BdE.

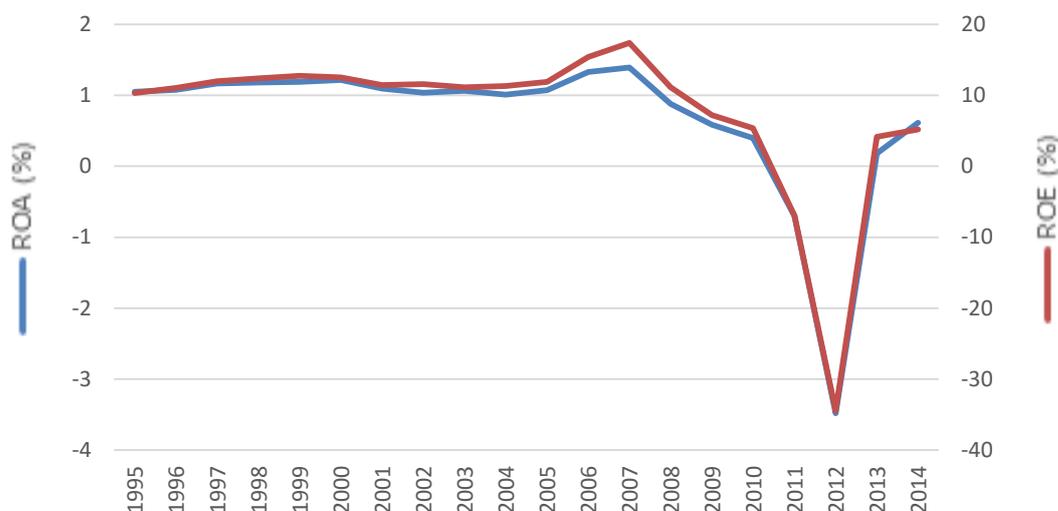


Gráfico 6.- Evolución del ROA y del ROE (%). Período 1995-2014.
Fuente: elaboración propia a partir de datos Banco de España.

Desde el inicio de la crisis en el año 2008 ambos ratios comenzaron a reducirse hasta alcanzar un mínimo histórico en el año 2012. ¿Qué ocurrió para que se obtuviese un ROA y un ROE tan negativo? Las pérdidas que se registraron en los años 2011 y 2012 no se debieron – al menos no exclusivamente – a una contracción severa en el volumen de negocio (el margen de intereses fue similar al de años anteriores) sino que se explican casi en su totalidad por los numerosos cambios regulatorios que se produjeron en el contexto de la reestructuración bancaria. Las entidades de depósito fueron obligadas por las instituciones a destinar en 2012 elevadas cuantías de dotaciones a provisiones por los Reales Decretos de 2012 ya descritos. Es por ello que tanto el BAI como el Beneficio contable adoptaron valores negativos.

Desde 2013 y finalizado el proceso de reestructuración del sistema bancario – en el que las entidades españolas realizaron un importante esfuerzo de saneamiento de sus balances –, la rentabilidad del sector ha vuelto a niveles positivos aunque aún lejanos a los existentes antes de la crisis.

El gráfico 7 presenta el ratio Fondos Propios⁹/ATM. En él se puede apreciar cómo desde el inicio de la crisis las entidades de depósito han incrementado su capitalización. No obstante, el crecimiento de este ratio se justifica no solo por el mayor valor de su numerador sino por la caída en su denominador. La razón se encuentra en que en el año 2012 se produjo una importante transferencia de activos a SAREB (conocido como “banco malo”) con la consecuente alteración en el ATM.

⁹ Acumulado últimos 12 meses.

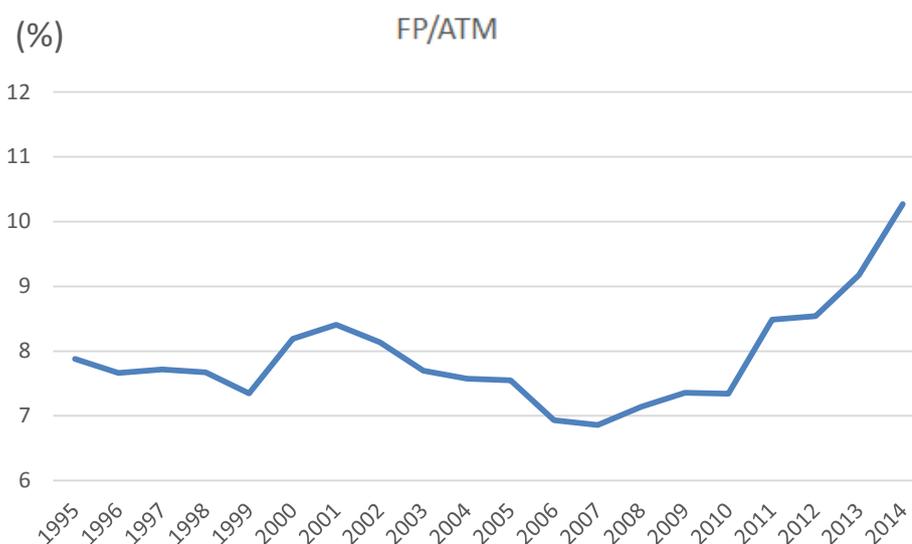


Gráfico 7.- Evolución del ratio FP/ATM (%). Período 1995-2014.
Fuente: elaboración propia a partir de datos Banco de España.

El gráfico 8 descompone el BAI en cuatro componentes: margen de intereses, gastos de explotación, pérdidas por deterioro de activos y otros. A la vista de los datos, los malos resultados obtenidos por el sector desde el inicio de la crisis no se deben achacar ni a un elevado nivel de gastos de explotación ni tampoco a una caída significativa en el margen de intereses. Son las pérdidas por deterioro de activo – el gran stock de viviendas valoradas en balance muy por encima de su valor real de mercado post burbuja – el elemento que explica la fuerte caída en el BAI durante los últimos 6 años.

Lo que sin duda más ha penalizado la rentabilidad del sector ha sido la pérdida de valor de muchos de los activos bancarios. La Tabla 2 compara las pérdidas por deterioro en relación al margen de intereses para diferentes años. Si hasta el inicio de la crisis tan solo el 17% del margen se destinaba a cubrir las pérdidas por deterioro, en 2008 esto se eleva hasta el 46%, siendo en 2012 del 354%. En este año por cada euro obtenido de margen se destinaron 3,54 a cubrir las pérdidas por deterioro. He aquí una clara justificación del porqué de las grandes pérdidas registradas este año. En 2014 este ratio, aunque elevado, ha vuelto a valores más aceptables.

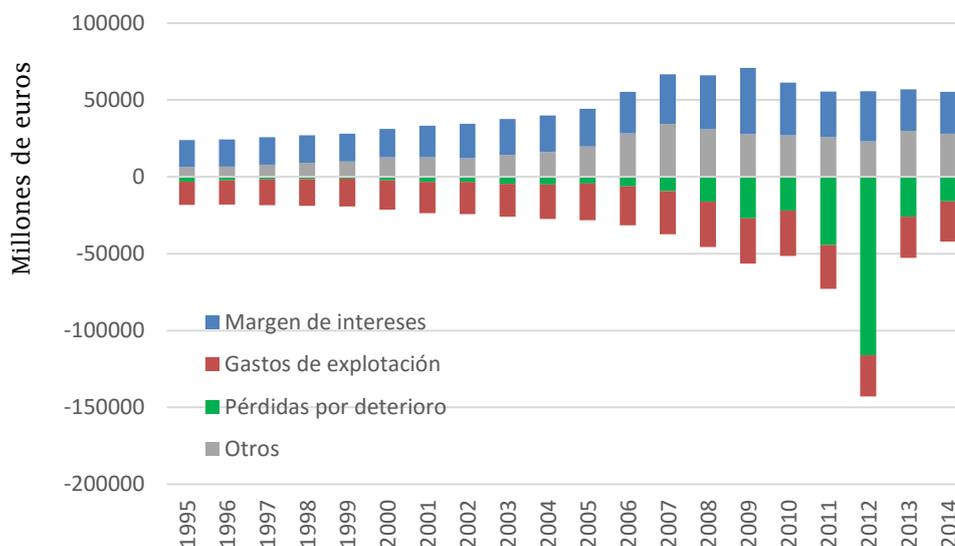


Gráfico 8.- Descomposición del BAI (millones de euros). Período 1995-2014.
Fuente: elaboración propia a partir de datos Banco de España.

Año	Pérdidas por deterioro/Margen de intereses
1995	0,17
2000	0,11
2005	0,17
2008	0,46
2012	3,54
2014	0,59

Tabla 2.- Evolución de pérdidas por deterioro en relación al margen de intereses.
Fuente: elaboración propia a partir de datos Banco de España.

1.3 Un indicador de riesgo

Es habitual en la literatura dedicada al estudio de la rentabilidad bancaria el cálculo de algún tipo de indicador de riesgo. El índice Z (Z-Score) es una medida del grado de estabilidad de una entidad bancaria que cuantifica la distancia para cada momento del tiempo a la insolvencia¹⁰ (Roy, 1952). Generalmente este indicador se calcula para cada entidad. Sin embargo, aquí se buscará cuantificar el riesgo del agregado de entidades de depósito para cada año. Así, el Z-Score se entiende aquí como un índice del riesgo de quiebra del conjunto de las entidades de depósito. Z se calcula como:

$$Z_i = \frac{ROA + FP/ATM}{\sigma}$$

siendo ROA el promedio del ROA para los últimos cuatro trimestres, FP/ATM el cociente entre el promedio de los fondos propios y el activo total medio de los últimos cuatro trimestres y σ la desviación típica de los ROA de también los últimos cuatro trimestres.

Z aumenta con la rentabilidad y la solvencia pero se reduce con la volatilidad de esa rentabilidad. Un alto valor de Z implica que el sector incurre en menos riesgos y es más estable. Por el contrario, a medida que Z se va reduciendo el riesgo aumenta. Y es que, bajo ciertas condiciones, Z se puede entender como la inversa de la probabilidad de insolvencia¹¹. Demirgüç-Kunt y Huizinga (2010) definen el índice Z como el número de desviaciones típicas en las que el ROA tiene que reducirse para que el sector se vuelva insolvente.

El gráfico 9 presenta la evolución de este índice de riesgo para las entidades de depósito residentes en España. Por su construcción metodológica el primer valor del que se dispone de este indicador es el correspondiente al año 1997. Si se centra la atención en la última década se puede observar que mientras que en 2004 el riesgo de las entidades bancarias era mínimo, a partir de ese año el valor del índice Z comenzó a decrecer progresivamente durante los años de expansión, lo cual es coherente con el elevado apalancamiento financiero y los desequilibrios que se fueron acumulando a causa del boom inmobiliario. Durante los años de crisis este indicador de estabilidad se ha mantenido en valores bajos, volviendo a caer en 2011. Los Reales Decretos del año

¹⁰ Insolvencia definida como situación en la que las pérdidas superan a los fondos propios (Laeven y Levine, 2008).

¹¹ $\frac{1}{\text{Prob.insolvencia}} = \frac{ROA + \frac{FP}{ATM}}{\sigma_{ROA}} = Z \text{ index}$ siendo Prob. Insolvencia = $\text{Prob} \left(-\frac{BAI}{ATM} < \frac{FP}{ATM} \right)$

2012 se justifican, en este sentido, como una necesidad de reforzar las dotaciones de las entidades debido a que en ese año la probabilidad de insolvencia del sistema en su conjunto era muy elevada. Tras unos años convulsos, parece que el riesgo del sistema comienza a reducirse. El valor del índice ha aumentado ligeramente en 2014 en relación a los valores de 2012 y 2013, pudiendo evidenciar esto un repunte hacia una mayor estabilidad.

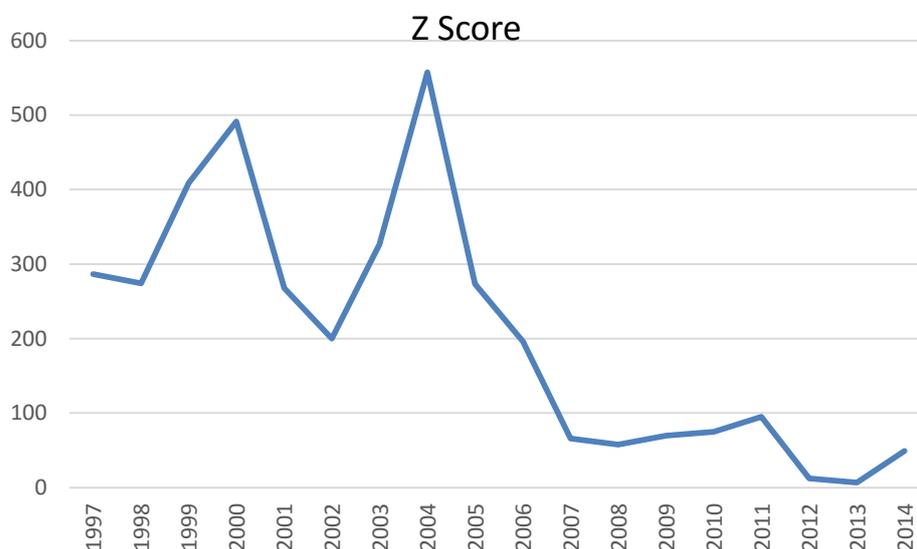


Gráfico 9.- Índice de riesgo Z. Periodo 1997-2014.

Fuente: elaboración propia a partir de datos Banco de España.

2. REVISIÓN A LA LITERATURA

Short (1979) y Bourke (1989) encabezan un amplio número de trabajos enfocados a la identificación de los determinantes de la rentabilidad bancaria. Generalmente los modelos propuestos consideran factores específicos del sector junto con otros elementos externos, con el propósito de reflejar el entorno legal y macroeconómico que caracterizan a la economía. Prácticamente la totalidad de las investigaciones emplean un panel de datos de entidades bancarias para uno o varios países y, lógicamente, los resultados alcanzados difieren dados los distintos periodos y países estudiados, dificultando la extracción de conclusiones con carácter general.

A la hora de medir el efecto que la estructura del sector tiene sobre la rentabilidad, existe una amplia discusión en la literatura entre defensores y detractores del paradigma Estructura-Conducta-Resultados (ECR). Este enfoque considera que la estructura del mercado (su composición) determina exógenamente la conducta de las empresas que operan en él generando impacto sobre los resultados alcanzados. El paradigma ECR defiende que a medida que se incrementa la concentración del sector las entidades líderes adquieren poder de mercado, lo que modifica su conducta en el sentido de permitirles obtener rentas monopolísticas. Así, mayor concentración implica mayor nivel de rentabilidad. Mientras autores como Bourke (1989) o Molyneux y Thornton (1992) defienden esta hipótesis, otros como Berger (1995) o Staikouras y Wood (2004) la rechazan frontalmente. En la literatura no se ha encontrado evidencia

concluyente que respalde una relación positiva y directa entre grado de concentración de un mercado y la tasa promedio de rentabilidad de la industria. Es por ello que recientemente ha surgido un nuevo enfoque llamado “hipótesis de eficiencia” que plantea una relación de endogeneidad entre estructura y resultados. Bajo este planteamiento, la causalidad va en ambas direcciones. De esta manera, las entidades líderes lo son por estar mejor gestionadas o ser más eficientes, lo cual les hace ganar cuota de mercado, crecer en dimensión y elevar la concentración del sector pero no porque la composición del mismo predetermine exógenamente los resultados, tal y como sí defiende el planteamiento ECR.

A partir de un panel de datos de bancos para 80 países en el periodo 1988 – 1995, Demirgüç-Kunt y Huizinga (1998) investigan en qué medida el entorno macroeconómico y los cambios regulatorios generan un gran impacto en la rentabilidad de las entidades bancarias. Para ello plantean un modelo de regresión lineal en el que la rentabilidad viene explicada por variables bancarias por un lado y variables que recogen el entorno institucional del país por otro. Sus resultados conducen a pensar que las condiciones específicas y particulares de cada economía afectan claramente a la conducta de depositantes y prestatarios y esto repercute en los resultados de los bancos. El marco legal, el tipo de propiedad, el grado de desarrollo económico o la capitalización del sector son aspectos relevantes en la determinación de la rentabilidad. Por otra parte, a medida que se reduce el grado de concentración del sector se produce una caída en márgenes y beneficios, lo cual parece demostrar que el tamaño de la entidad está correlacionado positivamente con su beneficio, bien por aprovechamiento de economías de escala, quizá por ofrecer mayor seguridad o tal vez por un cúmulo de factores diversos.

Molyneux et al. (2004) modelizan el crecimiento – tanto en dimensión como en rentabilidad – de las entidades bancarias y estudian el efecto de esto sobre la concentración del sector. Estos autores emplean datos de 625 bancos europeos (7 países) – banca comercial, de ahorros y cooperativas – para el periodo 1992-1998 y analizan la doble causalidad entre rentabilidad bancaria – crecimiento de la entidad a través de un modelo VAR. Su análisis concluye que los grandes bancos crecen a un mayor ritmo y además existe una cierta persistencia en dicho crecimiento bancario: la rentabilidad hoy afecta positivamente a las opciones de crecimiento futuro.

Athanasoglou et al. (2006) analizan el efecto que una serie de variables de tipo bancario, macroeconómico y factores específicos del sector tienen en la determinación de la rentabilidad bancaria para un panel de bancos griegos en el periodo 1985 – 2001. Plantean un modelo lineal dinámico en el que la variable de resultado no solo depende de una serie de regresores de índole macroeconómica y bancaria sino también de un retardo de la variable dependiente para capturar la persistencia que parecen manifestar a lo largo del tiempo los beneficios. Su estudio encuentra evidencia a favor de esa persistencia pero no respalda el enfoque Estructura-Conducta-Resultados al controlar por variables de poder de mercado. La conclusión más importante a la que se llega es que son las variables bancarias, esto es, la propia conducta del gestor bancario quien más influencia tiene en los resultados, siendo el ciclo económico el indicador macro de mayor relevancia.

Athanasoglou et al. (2006) llevan a cabo un estudio similar pero tomando un panel de datos con más bancos y menor periodo temporal (1998-2002). La atención se centra en este caso en comportamiento de la rentabilidad bancaria no de un país sino de un espacio geográfico más amplio: el sur-este europeo (7 países). El objetivo fundamental es ver si las conclusiones alcanzadas en el estudio realizado para las entidades griegas se siguen satisfaciendo al considerar entidades pertenecientes a distintos países, resultando de especial relevancia lo ocurrido en esta área tras experimentar un intenso proceso de liberalización del sector. Más concretamente, se busca evidencia a favor de la posible prociclicidad de la rentabilidad así como una respuesta a cómo afecta la concentración del sector a los resultados. Su modelo es lineal estático y no considera retardos de ninguno de los regresores ni tampoco de la variable dependiente pero sí que tiene en cuenta los efectos fijos y los efectos temporales. Sus estimaciones respaldan la visión ECR: la mayor concentración del sector permite la opción de coludir y el aprovechamiento en términos de beneficios extraordinarios de una posición de dominio. No obstante, tampoco se debe descartar la hipótesis de eficiencia ya que esta también es válida según el tipo de variables por las que se controle. Aparte de esto, la rentabilidad está estrechamente ligada con el PIBpc y el ciclo económico, el tamaño afecta positivamente a los beneficios aunque no linealmente y contextos inflacionistas generan mejores resultados fruto de la mayor capacidad de los gestores bancarios de anticiparla en comparación con los clientes.

Ya que estudios previos habían introducido la existencia de una importante sensibilidad de los resultados bancarios a la fase del ciclo económico en el que se encontrase la economía, Albertazzi y Gambacorta (2009) estudian la vinculación existente entre indicadores de beneficio y el ciclo económico tomando datos de 10 países industrializados durante el periodo 1981-2003. Su investigación indica que mientras que las entidades bancarias de los países anglosajones han diversificado más su negocio, los bancos europeos presentan una mayor dependencia del negocio tradicional: captar depósitos y conceder préstamos. Esto hace que los bancos ingleses y estadounidenses obtengan resultados más estables y comparativamente mayores que sus homólogos europeos, siendo menos dependientes de la coyuntura a consecuencia de su mayor diversificación. Su modelo lineal dinámico considera retardos de la variable de resultado, variables de control así como efectos fijos por país y efectos temporales. Además se encuentra evidencia de una fuerte relación positiva entre inflación, tipos de interés de los bancos centrales, crecimiento del PIB y rentabilidad bancaria.

Más recientemente, Dietrich y Wanzenried (2011) examinan la rentabilidad de la banca suiza con un panel de 372 bancos comerciales en el periodo 1999-2009. Su modelo es lineal y dinámico al considerar un retardo de la variable dependiente como regresor junto con otras variables de control. La necesidad de considerar la rentabilidad retardada se deriva de la persistencia que manifiestan los beneficios en el tiempo fruto de la existencia de competencia imperfecta y problemas de información, entre otros. Los principales resultados de su estudio son que la rentabilidad bancaria suiza puede explicarse en función de la eficiencia operativa, el crecimiento del total de préstamos, los costes de financiación y el modelo de negocio. Además, se evidencia un alto grado de persistencia en los niveles de rentabilidad.

La literatura existente ofrece un amplio abanico de estudios que analizan el efecto de variables bancarias y del sector. Sin embargo, son escasos los estudios en los que se analicen las interrelaciones existentes con los aspectos macroeconómicos. Este trabajo supone un avance importante en este sentido y busca cuantificar el efecto de variables bancarias, macroeconómicas y de estructura del sector sobre la rentabilidad de las entidades bancarias. El presente Trabajo Fin de Máster pretende contribuir a la literatura ya existente en este campo estudiando la rentabilidad del agregado de las entidades de depósito residentes en España – frente al análisis desagregado por entidad o por países que es habitual en la literatura –, país para el cual existen escasos estudios de este tipo. Existe un importante gap en lo que se refiere a investigaciones que centren su atención en este país y menos considerando los últimos veinte años, periodo en el que la economía española ha asistido a una de las crisis económicas más importantes de su historia reciente. Además, frente al enfoque habitual de trabajo con datos de panel, aquí se busca encontrar un patrón causal para la rentabilidad del conjunto de entidades de depósito desde una perspectiva de series temporales.

3. MARCO TEÓRICO Y DATOS

En la literatura referida a la rentabilidad bancaria es habitual expresar los resultados como una función de determinantes internos y externos. Los internos van referidos a todas aquellas variables propias del sector bajo el control directo o indirecto del gestor bancario, donde cabría considerar el riesgo, el stock de créditos concedidos o los tipos de interés de activo y de pasivo, entre otros. Por otro lado, los condicionantes externos (fundamentalmente macroeconómicos) son todos aquellos factores que caracterizan el entorno en el que las entidades objeto de estudio desarrollan su actividad. La elevada sensibilidad al ciclo económico que manifiestan las entidades de depósito hace que la marcha de la economía afecte de manera notable a los beneficios obtenidos. Entre estos factores macroeconómicos cabría considerar el PIB, algún indicador de precios o la situación del mercado laboral, entre otros. Asimismo, la estructura competitiva de la industria también constituirá un factor con capacidad para explicar los resultados. Un sector próximo a la competencia perfecta será en este sentido menos rentable que una estructura de oligopolio en el que se puedan obtener rentas extraordinarias. Habitualmente se emplean indicadores de concentración como el C5 o el índice de *Herfindahl-Hirschman*, entre otras alternativas, para cuantificar la estructura del sector.

3.1. Especificación del modelo general

Se plantea el siguiente modelo lineal-log¹² tal que:

$$\Pi_t = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j \log X_{jt} + \sum_{k=1}^K \gamma_k \log Z_{kt} + \sum_{l=1}^L \theta_l \log C_{lt} + \sum_{m=1}^M \varphi_m D_{mt} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \sim \text{iid} (0, \sigma^2)$$

Π_t es una medida de rentabilidad del agregado de las entidades de depósito que viene determinada por un conjunto de variables explicativas X_t , Z_t , C_t y D_t y una perturbación

¹² La especificación de un modelo de regresión lineal es ampliamente empleada en la literatura relativa a rentabilidad bancaria. Short (1979), Bourke (1989), Molyneux y Thornton (1992), Goddard et al. (2004), Athanaglou et al. (2006), entre otros autores, han puesto de manifiesto que los modelos lineales ofrecen mejores resultados que cualquier otro tipo de especificación funcional.

aleatoria ε_t . X_t incluye un conjunto de variables bancarias, Z_t denota variables de tipo macroeconómico, C_t mide características del sector mientras que D_t es un vector de dummies que tratan de recoger situaciones que han podido afectar a la rentabilidad bancaria, generalmente asociadas al marco regulatorio. La separación en bloques de variables bancarias, macroeconómicas y de sector se basa en Athanasoglou et al. (2006) y Dietrich y Wanzenried (2011).

Las variables explicativas X_t , Z_t , y C_t se toman en logaritmos naturales ya que este tipo de transformación induce homocedasticidad y permite linealizar modelos que originalmente pudieran ser no lineales. La variable dependiente no se toma en logaritmos debido a que presenta valores negativos para algunos periodos. Así planteado el modelo, los coeficientes que acompañan a las variables continuas se pueden interpretar como semielasticidades.

3.2 Datos

A continuación se procede a definir las variables consideradas en la especificación del modelo expresado en (1) y las fuentes de donde se han obtenido los datos. Todas las variables se toman para el periodo 1995 – 2014.

- Rentabilidad bancaria (Π_t)

El ROA será la medida de rentabilidad bancaria utilizada, definido como el Beneficio Antes de Impuestos (BAI) entre el Activo Total Medio (ATM) de las entidades de depósito residentes en España para cada año en tanto por uno. Aunque el BAI no se corresponda con el beneficio final obtenido por las entidades, se trata de un adecuado indicador del mismo al no verse afectado por la fiscalidad como sí lo estaría el beneficio contable. La gran mayoría de los estudios de esta naturaleza suelen emplear este ratio ya que refleja la capacidad de los activos para generar réditos, es decir, los euros que se obtienen de beneficio por cada euro de activo. Este ratio es un indicador clave para la evaluación de la rentabilidad bancaria, siendo la medida más utilizada en la literatura. El BAI se ha obtenido como la suma anual del BAI trimestral de la cuenta de resultados (serie IE0810 del Boletín Estadístico del Banco de España) mientras que el ATM de las entidades de depósito residentes se corresponde con la serie BE0451 del Boletín Estadístico del Banco de España.

- Factores que determinan la rentabilidad

Variables bancarias (X_t)

- *Créditos al sector privado*: la principal actividad de cualquier entidad bancaria es la concesión de créditos. A mayor número de créditos concedidos (stock), los beneficios obtenidos serán mayores. Por este motivo, se espera un signo positivo en el coeficiente que acompaña a esta variable. Es preciso señalar que se toma el stock de crédito y no el flujo ya que, dado que la devolución del principal junto con los intereses se realiza a lo largo de un amplio periodo de tiempo, los ingresos por esta vía vienen dados por el volumen de stock pendiente de reembolso.

El total de créditos en balance de las entidades de depósito se compone de créditos al sistema crediticio, a las Administraciones Públicas, al sector privado (bajo la

denominación de “Otros Sectores Residentes¹³”) y al resto del mundo. De todos ellos, los fondos prestados a la financiación de las familias y a las actividades productivas (empresas) constituyen sin duda la parte más relevante y representativa del crédito total. La variable se expresa en miles de euros y se ha obtenido como el promedio para el año (serie BE0451.4 del Boletín Estadístico del Banco de España).

- *Euríbor a 1 año*¹⁴: es generalmente utilizado por las entidades bancarias como referencia para todo tipo de productos financieros, entre los que destacan los préstamos. De hecho, la mayor parte de las hipotecas con tipos variables se revisan con el Euríbor.

El signo del coeficiente que acompaña a esta variable resulta, a priori, incierto. Por un lado se tiene que a mayor Euríbor a los bancos les costará más financiarse en el mercado interbancario, de modo que, para una demanda dada, el efecto de una eventual subida de este tipo europeo de oferta interbancaria sobre la rentabilidad dependerá de cómo esto se transmita a precios (tipos). Si independientemente de la evolución del Euríbor se mantiene el margen que se aplica sobre los costes, la rentabilidad será similar. Sin embargo, debido a la fuerte competencia existente en el sector, los tipos fijados por cada entidad no podrán alejarse de los de mercado, de modo que es posible que una subida del Euríbor se traduzca en una reducción del margen bancario y por tanto de la rentabilidad.

Por otro lado, no todas las entidades de depósito manifiestan la misma sensibilidad a la evolución del Euríbor ya que no todas participan con la misma intensidad en las operaciones que se desarrollan en el mercado interbancario. Debido a esto, es factible que subidas en el Euríbor no afecten significativamente al coste de financiación de algunas entidades pero que sí les permita incrementar los márgenes, mejorando con ello su rentabilidad.

El valor de Euríbor se actualiza diariamente y se publica en el BOE. El INE ofrece el promedio para cada mes y aquí se toma el promedio para el año en porcentaje. Para los periodos anteriores al año 2000 se toma el valor del Míbor a un año que era el tipo interbancario equivalente en pesetas antes de la formación del euro.

VARIABLES MACROECONÓMICAS (Z_t)

- *IPC*: indicador del nivel de precios de la economía. En un contexto de inflación estable – objetivo prioritario del BCE – en el que la autoridad monetaria actúa para impedir cualquier tipo de espiral inflacionista, las subidas de precios que se producen en la economía se deben fundamentalmente a incrementos en la demanda agregada no compensadas al mismo ritmo por el lado de la oferta a corto plazo. Los excesos de demanda darán lugar a incrementos de producción, lo cual elevará las oportunidades de negocio y con ello la demanda de créditos. Por este motivo, el nivel de precios de la economía determina los resultados bancarios por el lado de las expectativas. Si los agentes tienen expectativas ingenuas por las que

¹³ Se engloban bajo esta denominación a todos los agentes residentes con la excepción de las Administraciones Públicas, el Banco de España y las entidades de crédito. Desde Enero de 2014 se integran bajo esta partida a los Establecimientos Financieros de Crédito (EFC), anteriormente englobados en la categoría de entidades de crédito.

¹⁴ Es un índice de referencia que se publica diariamente e indica el tipo de interés promedio al que las entidades financieras se ofrecen a prestarse dinero en el mercado interbancario a partir de datos de los 24 principales bancos europeos. No se trata de un tipo fijado por el BCE sino de un tipo fijado en el mercado.

esperan para el periodo $t+1$ el nivel de precios existente en t , una subida de los precios implicará que hay un exceso de demanda con lo que aumentarán las expectativas de negocio y con ello la inversión (demanda de productos financieros). Por estas razones, cabría esperar un signo positivo del coeficiente que acompaña a esta variable. El nivel de precios efectivo de cada periodo viene dado por el IPC en base 2011. Los datos se toman a partir del INE en periodicidad mensual en diferentes bases (1992, 2001, 2006 y 2011) y se homogenizan en base 2011 por medio de los correspondientes coeficientes de enlace¹⁵. Posteriormente el IPC para cada año se obtiene como el promedio anual del índice enlazado.

- **PIB real:** medida macroeconómica principal del nivel de actividad económica de un país. En contextos de bajo crecimiento o recesión se reduce la concesión de créditos por el freno en la producción que reduce la demanda, lo que deriva en peores resultados para el sector bancario. Sucede que en situaciones de estancamiento o elevado paro la concesión de préstamos entraña mayor riesgo fruto de la mayor probabilidad de insolvencia del prestatario. Al incrementarse el ratio créditos dudosos de cobro sobre el total de stock concedido, las entidades habrán de destinar mayores recursos a provisiones, reduciéndose el beneficio. Por el contrario, las expansiones económicas dan lugar a incrementos tanto en la demanda de créditos como de todo tipo de productos y activos financieros ofrecidos por las entidades de depósito. Demirgüç-Kunt y Huizinga (1998) encuentran una relación positiva entre los beneficios bancarios y el ciclo económico (diferencial con respecto al movimiento tendencial a largo plazo) que es especialmente relevante en las fases alcistas, mostrando evidencia en favor de la prociclicidad de los beneficios. Bikker y Hu (2002) concluyen que son los factores de demanda los que determinan el volumen de créditos concedidos, siendo esta dependencia más acusada en los picos y valles del ciclo económico. Se espera una clara relación positiva entre el PIB de una economía y la rentabilidad de sus entidades bancarias. El PIB real se toma del INE (Índice de volumen encadenado, base 2010) en periodicidad trimestral corregido de efectos estacional y de calendario. El PIB real para cada año se obtiene como el promedio para los cuatro trimestres.

Variables del sector

- **C5:** indicador del grado de concentración del sector. Se calcula como la suma de las cuotas de mercado de las cinco mayores entidades para cada año. Aquí se define la cuota de mercado como el activo en balance de cada entidad en relación al total agregado de las entidades de depósito. El activo de cada entidad se ha tomado a cierre del ejercicio (31 de Diciembre) a partir de los balances públicos disponibles en la CECA (Confederación Española de Cajas de Ahorros) y AEBANCA (Asociación Española de Banca) así como los informes de auditoría que ofrece la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV).

Como se comentaba en la revisión a la literatura, existe un amplio debate entre defensores y detractores del paradigma Estructura-Conducta-Resultados, el cual defiende que a medida que aumenta la concentración de un sector – generalmente aproximado por algún índice calculado a partir de las cuotas de mercado – las

¹⁵ Cada coeficiente de enlace se calcula como el cociente entre el valor del índice en Diciembre del año t en Base t entre el valor del índice en Diciembre del año t en base $t-1$. La serie enlazada se obtiene multiplicando cada uno de los valores en base $t-1$ por el coeficiente de enlace.

entidades dominantes se aprovechan para ejercer poder de mercado, lo que deriva en la obtención de rentas monopolísticas. Así, la estructura determina exógenamente la conducta y los resultados. Bajo este enfoque, el grado de concentración afecta positivamente a la rentabilidad bancaria porque reduce la competencia en el sector. Aquellos analistas críticos con este enfoque, como es el caso de Berger (1995), afirman que la posible correlación entre concentración y resultados es espuria fruto de los efectos de correlación con otras variables. De esta manera, si se controla por otros elementos, la concentración no influye en los resultados, o al menos no en el sentido que defiende la ECR. A su vez, los críticos plantean alternativas como es el caso de la “hipótesis de eficiencia”. Este planteamiento defiende que es la buena gestión y la posible existencia de economías de escala lo que hace que algunas entidades ganen cuota de mercado haciendo que aumente la concentración y obteniendo con ello mayores resultados. No es propósito del presente trabajo entrar en mayor profundidad en lo que respecta a esta discusión entre otras cosas por el llamado *problema del mercado relevante*¹⁶. Simplemente se considerará este índice C5 de concentración como un indicador de cómo de grandes en relación al total son las cinco mayores entidades, bajo la idea de que esto tendrá algún tipo de influencia sobre el beneficio del sector pero sin ningún dogmatismo con respecto al signo esperado. Si bien no parece claro que la estructura (grado de concentración) determine por sí misma los resultados, sí puede constituir el soporte o base que dé pie al ejercicio de poder de mercado.

- *Número de entidades*: además del índice C5 se plantea el promedio anual del total de entidades de depósito, información suministrada por el Banco de España (serie BE0445.2 de su Boletín Estadístico). Aunque tanto C5 como el número de entidades pueden entenderse como indicadores de la estructura del sector (grado de concentración), aportan matices distintos. El C5 informa sobre el peso de las cinco grandes pero no considera al resto de entidades, ni tampoco permite conocer la asimetría de esa concentración. Esos cinco grandes pueden tener cuotas similares o bien presentar cierta disparidad entre sí. El número de entidades participantes puede entenderse como un proxy del grado de competencia, en el sentido en que a mayor número mayor será el abanico de posibilidades que tengan los clientes para contratar cualquier tipo de servicio financiero.

El signo del efecto del número de entidades sobre el beneficio agregado no es claro, aunque se espera que sea contrario al que se obtendría para C5. Ambas variables estarán inversamente relacionadas si se asume que mayor número de entidades implicará mayor competencia – más empresas para el mismo volumen de negocio – y, en principio, menor grado de concentración.

La incertidumbre en cuanto al signo esperado se explica a continuación. Por una parte se tiene que el incremento de la competencia (mayor número de entidades) reduce el posible poder de mercado y los márgenes bancarios, impidiendo así la generación de rentas monopolísticas. Además, a mayor número de entidades menor será la dimensión de cada una para una demanda dada, haciendo que difícilmente

¹⁶ La evaluación de la estructura competitiva del sector y del grado de concentración de las entidades de depósito en España resulta de extrema complejidad ya que no todas operan en la totalidad del territorio. Además ocurre que una entidad de pequeña dimensión en términos nacionales puede disfrutar de una situación de monopolio en las pocas regiones en las que desarrolla su actividad. Ante la ausencia de datos resulta muy difícil realizar una desagregación de las cuotas de mercado a escala local de modo que si se desea considerar algún indicador de concentración ha de calcularse sobre el total nacional. No obstante, es necesario tener presente sus limitaciones.

se puedan hacer uso de las ventajas derivadas de las economías de escala asociadas al tamaño. Por estas razones cabría pensar en una relación negativa entre número de entidades y la rentabilidad. Sin embargo, también se puede argumentar que la competencia incrementa la eficiencia y mejora la gestión bancaria (necesidad de supervivencia), obligando a las entidades a un mejor aprovechamiento de sus activos, esto es, dando lugar a mayor ratio de beneficio por unidad de activo (variable a explicar ROA). Nótese que el BAI puede ser menor, pero la relación BAI/ATM mayor. Bajo este planteamiento se esperaría un coeficiente positivo.

Cambios regulatorios

Se recogen aquí dos hechos que se produjeron durante el periodo de estudio y que se asume que tuvieron efectos sobre la rentabilidad de las entidades de depósito.

- *Creación del euro (1999) (UE)*: la creación de la moneda única fue un suceso que tuvo un fuerte impacto sobre el funcionamiento de la economía española ya que permitió a las entidades bancarias financiarse de manera barata y abundante. Basta con ver los niveles en los que se situaba el Míbor (gráfico 2) antes de la creación del euro para observar lo caro que resultaba la financiación mayorista. Es por eso que se define la variable dummy UE que toma valor 1 a partir del año 1999 (inclusive) para recoger el efecto de la creación del euro. Aunque la entrada en vigor se produjo en el año 2000, se asume que ya generó efectos desde el anuncio oficial en el año 1999. Se espera que el coeficiente que acompaña a esta variable sea positivo.
- *Reestructuración Bancaria (2010) (RB)*: tal y como se comentó en el capítulo 1 del presente trabajo, desde el surgimiento de la crisis en el año 2008 se han llevado a cabo una serie de reformas en España (ver Tabla 1) habitualmente englobadas bajo la denominación de “reestructuración bancaria”. La creación de SAREB, el memorándum de entendimiento, la reforma del régimen jurídico de las Cajas de Ahorros o los Decretos “De Guindos”, entre otros, han sido hechos que pueden entenderse como acontecimientos relevantes que han de ser tenidos en consideración. En este sentido, parece evidente que la convulsión en la que el sector ha vivido durante el último lustro ha tenido que alterar su estructura de funcionamiento. Por ese motivo, se define la variable RB como una dummy que toma valor uno a partir del año 2010 (inclusive). En lo referido al signo esperado, las medidas englobadas bajo la denominación de “reestructuración bancaria” han saneado al sector y lo han dotado de mejores herramientas para hacer frente a las adversidades sobrevenidas, contribuyendo a reducir las probabilidades de quiebra del sistema financiero. En este sentido, se espera que el coeficiente que acompaña a esta dummy sea positivo.

La Tabla 3 recoge las diferentes variables consideradas, a priori, como posibles determinantes de la rentabilidad para el agregado de las entidades de depósito en España para el periodo de estudio, la notación empleada y el efecto esperado sobre la variable dependiente.

Variables	Definición	Notación	Efecto esperado
Dependiente: Rentabilidad (Π_t)	Beneficio antes de impuestos/ Activo Total Medio	ROA	
Regresores: Var. Bancarias (X_t):			
Créditos	Stock créditos concedidos a Otros Sectores Residentes (miles €)	Cred	+
Euribor	Tipo de interés mercado interbancario (%)	Euribor	?
Var. macroeconómicas (Z_t):			
IPC	Índice de Precios al Consumo. Base 2011.	IPC	+
PIB real	Índice. Base 2010.	PIBr	+
Var. Sector (C_t):			
C5	Índice de concentración 5 mayores entidades de depósito.	C5	?
Entidades	Número de entidades de depósito a 31 de Diciembre.	Entidades	?
Cambios regulatorios (D_t):			
1999: entrada UE	Toma valor 1 a partir de 1999.	UE	+
2010: Reforma Bancaria	Toma valor 1 a partir de 2010.	RB	+

Tabla 3.- Variables, definiciones, notación y efecto esperado.

La Tabla 4 muestra los estadísticos descriptivos de las variables consideradas en el análisis. ROA y C5 se expresan en tanto por uno mientras que el Euribor en porcentaje. El crédito privado viene medido en miles de euros y el PIB real e IPC son números índices en bases 2010 y 2011 respectivamente.

Variable	Media	Mediana	Desv. Típica.	Mínimo	Máximo
ROA	0,0066	0,0105	0,0109	-0,0348	0,0139
Cred	1,02E+9	9,50E+8	5,85E+8	2,60E+8	1,79E+9
Euribor	2,97285	3,35038	1,52881	0,445250	5,85300
PIBr	88,6208	93,1608	12,5122	65,7269	10,3692
IPC	83,3106	82,9783	14,1882	62,3806	104,034
Entidades	277,600	277,500	21,8570	232	318
C5	0,452091	0,445600	0,0552013	0,357516	0,577322

Tabla 4.- Estadísticos descriptivos.

3.3. Análisis de intervención.

Un valor atípico es un dato extraño, un valor numéricamente muy *diferente* al resto de la serie. Los datos anómalos pueden ser la consecuencia de un error de computación o error de medida aunque cuando se trabaja con datos de series temporales es posible que se deban a la ocurrencia de algún suceso o evento en ese momento del tiempo que dio lugar a una situación alejada del comportamiento *normal* de la serie. En caso de existir valores atípicos en alguna de las series temporales que se pretenden modelizar, la identificación y tratamiento de los mismos resultará necesaria. En caso contrario, estos atípicos pueden conducir a sesgos en las estimaciones de los parámetros.

El gráfico 10 representa la variable utilizada como medida de rentabilidad (ROA) en niveles para el periodo de estudio.

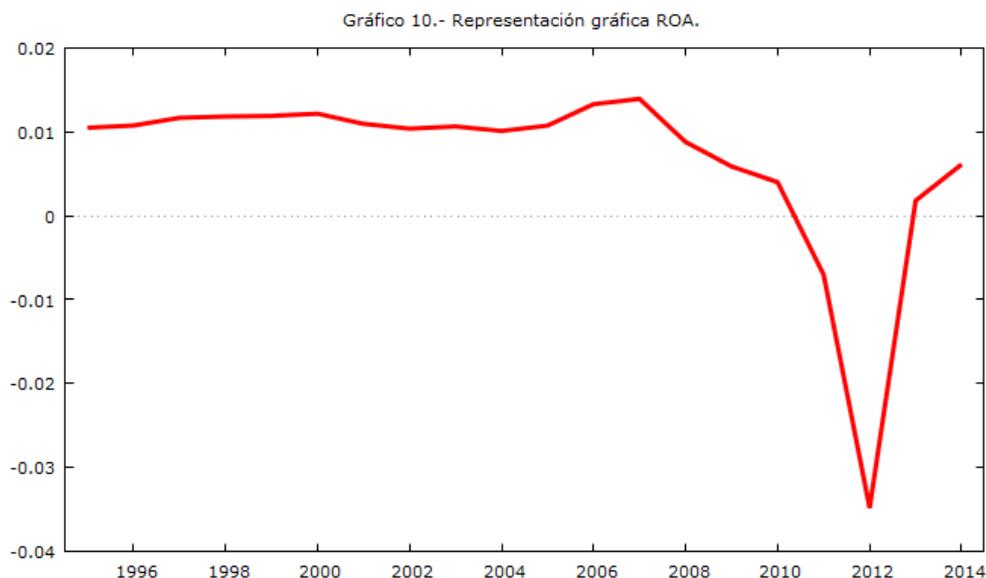


Gráfico 10.- Representación gráfica ROA. Periodo 1995-2014.
Fuente: elaboración propia a partir de datos Banco de España.

Como se puede apreciar, esta variable manifiesta un valor *extremadamente* bajo en el año 2012. En el contexto de saneamiento y reestructuración del sistema bancario, en febrero y junio de ese año el Gobierno de España aprobó dos Reales Decreto Ley (conocidos como *Decretos De Guindos*) que tenían por finalidad la imposición a las entidades de depósito de nuevos requerimientos de provisiones y de capital. El activo en balance de las entidades bancarias estaba compuesto por activos que habían perdido su valor, de modo que era preciso destinar recursos a reservas para no comprometer la viabilidad. Estos cambios normativos justifican el hecho de que el ROA en este año adopte un valor tan sumamente negativo ya que las dotaciones a reservas y las pérdidas por deterioro de activos dieron lugar a un BAI muy negativo.

¿Puede entenderse el ROA para el año 2012 como un valor atípico? Generalmente se identifica un valor atípico como aquel valor de una variable tal que cae fuera del intervalo $\bar{X} \pm kS$, donde \bar{X} y S son la media y la desviación típica muestral y k toma un valor arbitrario generalmente comprendido entre 2 y 3. Dado que los posibles valores anómalos han intervenido en el cálculo de \bar{X} y S resulta conveniente utilizar otras medidas de posición y dispersión para su adecuada identificación. Se considera un valor atípico extremo por defecto si la observación en el periodo t es inferior a $Q1 - 3 \cdot IQR$ y un valor atípico extremo por exceso si es superior a $Q3 + 3 \cdot IQR$ (Tukey, 1997). $Q1$ y $Q3$ denotan el primer y el tercer cuartil respectivamente y IQR hace referencia al rango intercuartílico (diferencia entre $Q3$ y $Q1$).

A la vista de los resultados proyectados en la Tabla 5, existe evidencia para afirmar que existe un atípico extremo por defecto en el año 2012 ya que $ROA_{2012} < Q1 - 3 \cdot IQR$.

Variable	Q1	Q3	Rango intercuartílico (IQR)	Q1 - 3IQR	Valor ROA año 2012
ROA	0,0059425	0,011785	0,0058427	-0,01158	-0,03482

Tabla 5.- Cuartiles, rango intercuartílico y medida de valor atípico extremo.

El tratamiento de este valor atípico se realiza como sigue. En primer lugar se plantea la siguiente estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios:

$$\Pi_t = \alpha + \varphi * Atípico + u_t, \quad (2)$$

donde *Atípico* es una dummy que toma valor 1 en el año 2012 y 0 en el resto.

A continuación se toman primeras diferencias para eliminar el término constante tal que:

$$\Delta \Pi_t = \varphi * \Delta Atípico + v_t, \quad (3)$$

Donde $v_t = u_t - u_{t-1}$. Este término de error v_t se corresponderá con los valores de la rentabilidad en diferencias ($\Delta \Pi_t$) corregidos del valor atípico del año 2012. Los valores del ROA para cada periodo tras el ajuste se obtendrán como $\Pi_t = \Pi_{t-1} + v_t$ y serán idénticos a los valores originales a excepción del año 2012.

El Anexo 3 presenta los resultados de la estimación de la ecuación 3 así como los valores del ROA antes y después de la intervención. El subíndice i denota que la serie ha sido intervenida.

3.4. La condición de estacionariedad: prevención hacia regresiones espurias

Cualquier serie temporal es la realización muestral de un proceso estocástico, entendido éste como una familia de variables aleatorias cada una de las cuales se corresponde con un momento del tiempo y tiene una distribución de probabilidad asociada. Una de las condiciones necesarias para la adecuada modelización de modelos causales univariantes es que el proceso estocástico subyacente generador de las series sea estacionario. En el contexto del análisis de regresión, si se permite que la relación entre las variables que se desean modelizar varíe arbitrariamente en cada periodo no es posible albergar esperanzas de poder captar adecuadamente cómo cambios en la variable X_t afecta a la variable Y_t al únicamente disponerse de una realización de la serie temporal para cada periodo. El concepto de estacionariedad débil o estacionariedad en covarianza hace referencia a que todos los momentos de primer y segundo orden del proceso son independientes del tiempo, incluyendo la función de autocorrelación.

Además, una serie que cumpla la condición de estacionariedad en covarianza será débilmente dependiente (proceso estacionario y ergódico¹⁷) si la correlación entre Y_t y Y_{t+h} se aproxima a cero de manera suficientemente rápida a medida que h converge a infinito. En otras palabras, aquellas sucesiones débilmente estacionarias en las que se cumpla que $\text{Cov}(Y_t, Y_{t+h}) \rightarrow 0$ si $h \rightarrow \infty$ serán débilmente dependientes (asintóticamente incorreladas).

La condición de estacionariedad de todos los procesos estocásticos intervinientes en cualquier especificación de un modelo de regresión lineal univariante permite eludir el problema de regresión espuria¹⁸. Este problema puede conducir a pensar que X_t causa

¹⁷ En el análisis de regresión este supuesto sustituye al supuesto de muestreo aleatorio y es necesario de cara al empleo de Las Leyes de los Grandes Números y el Teorema Central del Límite.

¹⁸ Situación en la que se obtienen relaciones aparentemente significativas entre las variables aunque estas estén incorrelacionadas. Granger y Newbold (1974) llevaron a cabo una regresión $y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$ donde y_t y X_t se habían generado como dos paseos aleatorios independientes. A través de simulación encontraron una gran proporción de rechazos de $H_0: \beta_1 = 0$, buenos ajustes por medio de elevados valores de R^2 y estadísticos de Durbin-Watson pequeños.

Y_t cuando en realidad ambas variables son independientes y simplemente manifiestan tendencias comunes.

La no estacionariedad en varianza puede corregirse a través de transformaciones de tipo Box-Cox como es el caso de la transformación logarítmica. La no estacionariedad en media, por su parte, se produce por la existencia de tendencias que pueden ser deterministas o estocásticas. Una tendencia determinista no es especialmente problemática ya que puede considerarse como un regresor más. Sin embargo, la existencia de raíces unitarias (tendencias estocásticas) es la causa fundamental de las regresiones espurias, lo que obligará a tomar primeras diferencias en la serie. En tal caso se dirá que el proceso es integrado de orden d , siendo d el número de diferencias regulares que habrán de aplicarse hasta que el proceso sea estacionario.

Existen diferentes test para la identificación de raíces unitarias. El contraste más utilizado es el propuesto por Dickey y Fuller (1979) en su versión ampliada, habitualmente conocido como contraste ADF. Este test asume que la serie sigue un proceso autorregresivo de orden k y plantea como hipótesis nula que existe raíz unitaria, es decir, que la serie es DS (difference stationary)¹⁹. Existen tres posibles especificaciones para la regresión del contraste: i) sin constante, ii) con constante y iii) con constante y tendencia. Bajo la hipótesis alternativa en las dos primeras especificaciones la serie será estacionaria alrededor de una media constante mientras que en la tercera se dirá estacionaria alrededor de una tendencia determinista (lineal o polinómica) o proceso TS (trend stationary²⁰).

El análisis de la estacionariedad de las series por medio del ADF que aquí se realiza plantea una regresión auxiliar con constante, tendencia cuadrática y k retardos a estimar por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO):

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma * t + \Psi * t^2 + \rho * Y_{t-1} + \alpha_1 * \Delta Y_{t-1} + \dots + \alpha_k * \Delta Y_{t-k} + v_t \quad (4)$$

Dado que bajo la hipótesis nula del contraste Y_t es no estacionario no se satisface la condición de que $\text{plim } X'X/T = Q$, de modo que los estimadores MCO no conservan sus propiedades de consistencia y su distribución asintótica no es normal. Dickey y Fuller (1976) tabularon los valores críticos del estadístico t de significación individual bajo H_0 para las tres posibles especificaciones del contraste a partir de simulación, asumiendo que la serie sigue un proceso autorregresivo de orden uno. Dado que las series no tienen por qué ser procesos autorregresivos de orden uno sino que pueden serlo de un orden p superior, MacKinnon (1996) ha tabulado los estadísticos en la versión ampliada del test de Dickey y Fuller (también conocido como prueba tau).

Una de las dificultades que se plantean a la hora de llevar a cabo el contraste ADF es la adecuada elección del orden de retardos k para la regresión del contraste, ya que el orden p del proceso autorregresivo que se asume que describe la serie es desconocido. La identificación de k exigirá que los residuos de la regresión sean ruido blanco. Si se elige un orden inferior al verdadero se estará ante un problema de omisión de variable relevante mientras que si por el contrario se eligen demasiados retardos el contraste

¹⁹ Proceso no estacionario con tendencia estocástica que necesita diferenciarse d veces para admitir una representación ARMA estacionaria e invertible.

²⁰ Proceso que se puede expresar como una función determinista del tiempo más unas desviaciones estacionarias que admiten una representación ARMA estacionaria e invertible.

perderá potencia²¹. Aquí se opta por acudir al procedimiento semiautomático que toma como referencia el criterio AIC²² según el cual el orden k adecuado se produce cuando $AIC_k < AIC_{k-1}$. El criterio BIC o del estadístico t ofrecen resultados similares.

La Tabla 6 muestra los resultados del contraste ADF bajo la especificación planteada en (4) para las variables objeto de estudio en logaritmos – a excepción de la medida de rentabilidad empleada (ROA_i) que presenta valores negativos – así como para sus primeras diferencias. La regresión del test ADF sobre la serie en niveles plantea como hipótesis que la serie es integrada de orden uno frente a la hipótesis alternativa de estacionariedad. El contraste para las primeras diferencias analiza si las series son integradas de orden dos frente a la alternativa de ser estacionarias en primeras diferencias (integradas de orden uno).

Las variables *Cred_OSR*, *Euribor*, *IPC*, *PIBr*, *C5* y *Entidades* (en logaritmos) son procesos DS en nivel, esto es, procesos integrados que necesitan ser diferenciados una vez para convertirse en estacionarios. Sus primeras diferencias son consecuentemente procesos estacionarios alrededor de una tendencia determinista (procesos TS) a excepción de las primeras diferencias del Euribor que lo son en torno a un nivel constante.

Por su parte, ROA_i en nivel es un proceso estacionario alrededor de una tendencia (TS). La variable de rentabilidad no presenta tendencia estocástica pero sí manifiesta una tendencia determinista. Más allá de la significatividad de la tendencia en la regresión del contraste ADF, la existencia de un componente tendencial determinista en la variable dependiente se puede ratificar si se lleva a cabo un test de rangos²³ sobre ROA_i . El nivel crítico asociado conduce a rechazar la ausencia de tendencia.

Si se lleva a cabo un test rango-media sobre la variable ROA_i se rechaza el supuesto de estacionariedad en varianza – recuérdese que no se ha podido llevar a cabo la transformación logarítmica en esta serie –. De esta manera, mientras que las variables independientes del modelo planteado en (1) son estacionarias en media y varianza en primeras diferencias, la varianza de la variable dependiente no es estable en el tiempo. La solución a este problema se consigue diferenciando²⁴ la variable ROA_i . El contraste rango-media replicado a sus primeras diferencias conduce en este caso a no rechazar la estacionariedad en varianza. Además, la diferenciación de la serie consigue eliminar el componente tendencial determinista. El test de rango aplicado sobre $(1 - L) ROA_i$ no rechaza la ausencia de tendencia.

²¹ Probabilidad de rechazar la hipótesis nula cuando esta es falsa.

²² Akaike Information Criteria (Akaike, 1974). Se calcula como $AIC = \ln S^2_e + 2kT^{-1}$ donde S^2_e es la varianza de los residuos, k el número de parámetros del modelo y T el tamaño muestral.

²³ Test que plantea como hipótesis nula que la serie no tiene tendencia. Se trata de un test de aleatoriedad (el PGD genera valores iid) que se ha de realizar conjuntamente con el test de rangos. El estadístico en el que se basa es el coeficiente de rango de correlación (ρ) de Spearman que se distribuye asintóticamente como una normal estándar.

²⁴ Nelson y Plosser (1982) indican que diferenciar un proceso estacionario alrededor de una tendencia – como en este caso se hace con ROA_i – puede generar un problema de raíz unitaria en la parte de medias móviles de modo que el proceso no es invertible. No obstante, en el contexto de regresión univariante este problema no es especialmente relevante ya que la condición necesaria para la obtención de estimadores consistentes es la estacionariedad de las variables y no así la invertibilidad, únicamente necesaria para la modelización ARMA (p, q) desarrollada por Box y Jenkins (1976).

Una crítica habitual al test ADF es su escasa potencia. Una extensión de este contraste es el conocido como ADF-GLS desarrollado por Elliot et al. (1996). Este contraste se desarrolla en dos etapas: en la primera se estima el componente determinista por Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS) y en la segunda etapa se lleva a cabo el contraste ADF sobre la serie una vez eliminado su componente tendencial estimado en la primera etapa. Sin embargo, este contraste asume que si la serie manifiesta tendencia determinista ésta es necesariamente lineal, de modo que su aplicación sobre series que manifiesten tendencias no lineales sino cuadráticas puede dar lugar a resultados erróneos al no estar controlando adecuadamente la verdadera naturaleza del componente determinista.

Otra alternativa es el test desarrollado por Kwiatkowski et al. (1992), habitualmente conocido como test KPSS. La hipótesis nula en este caso es que la serie es estacionaria. Este contraste ofrece resultados coherentes con las conclusiones del ADF.

Regresión contraste ADF:

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma * t + \Psi * t^2 + \rho * Y_{t-1} + \alpha_1 * \Delta Y_{t-1} + \dots + \alpha_k * \Delta Y_{t-k} + v_t$$

Serie (Yt)	T	k	$\hat{\mu}$	$\tau(\hat{\mu})$	$\hat{\gamma}$	$\tau(\hat{\gamma})$	$\hat{\Psi}$	$\tau(\hat{\Psi})$	$\hat{\rho}$	$\tau(\hat{\rho})$	Tipo
ROA_i	15	4	0.0252	4.360***	0.0053	3.514***	-0.0002	-3.906***	-4.3691	-5.562***	TS.
Log Cred_OSR	18	1	3.4535	2.499**	0.0387	1.927*	-0.0009	-1.330	-0.1819	-2.455	DS. I(1)
Log Euribor	18	1	0.7176	1.326	0.1205	1.408	-0.0088	-2.177**	-0.8210	-2.808	DS. I(1)
Log PIBr	18	1	1.8622	2.701**	0.0309	2.303**	-0.0009	-2.298**	-0.4582	-2.641	DS. I(1)
Log IPC	18	1	2.1426	2.498**	0.0241	3.129***	-0.0003	-3.399***	-0.5309	-2.496	DS. I(1)
Log C5	19	0	-0.0325	-0.222	-0.0186	-1.937*	0.0009	2.327**	-0.1463	-1.044	DS. I(1)
Log Entidades	19	0	2.3953	1.624	0.0046	0.382	-0.0003	-0.785	-0.426	-1.675	DS. I(1)
Δ ROA_i	13	5	-0.0095	-0.9077	0.0025	1.449	-0.0001	-2.082	-11.8536	-6.001	Estacionario.
Δ Log Cred_OSR	13	5	-0.8294	-5.507***	0.2339	6.612***	-0.0094	-6.682***	-3.9357	-8.593***	TS.
Δ Log Euribor	17	1	0.1725	0.6631	-0.0288	-1.386			-1.4484	-4.078	Estacionario
Δ Log PIBr	13	5	-0.0489	-1.461	0.1094	6.012***	-0.0056	-6.432***	-12.2467	-6.649***	TS.
Δ Log IPC	16	2	0.0140	0.7243	0.0110	2.628**	-0.0005	-2.978**	-2.2121	-4.488***	TS.
Δ Log C5	17	1	0.2543	2.907**	-0.0451	-2.872**	0.0018	2.920**	-1.2328	-3.986**	TS.
Δ Log Entidades	18	0	-0.1342	-1.915*	0.0257	1.894*	-0.0011	-1.986*	-1.3522	-5.499***	TS.

Tabla 6.- Test ADF para la detección de raíces unitarias sobre las series en nivel (logaritmos) y en primeras diferencias (tasas de crecimiento).

T es el tamaño muestral de la regresión del contraste; k es el número de retardos considerados según AIC, $\hat{\mu}$, $\hat{\gamma}$ y $\hat{\Psi}$ son los valores estimados del término constante, el coeficiente de la tendencia y de la tendencia al cuadrado respectivamente; $\tau(\hat{\mu})$, $\tau(\hat{\gamma})$ y $\tau(\hat{\Psi})$ son los correspondientes ratios t de la constante y la tendencia polinómica; $\hat{\rho}$ denota el coeficiente estimado que acompaña al primer retardo y $\tau(\hat{\rho})$ el estadístico asociado.

(*), (**) y (***) denotan que los estadísticos a los que acompañan son significativos al 10%, 5% y 1%.

4. MODELO EMPÍRICO Y RESULTADOS

Debido a la existencia de tendencias en las series no es posible emplear el nivel de los regresores considerados para explicar el nivel de la variable de rentabilidad. Las transformaciones que han tenido que realizarse para satisfacer la condición de estacionariedad – que previene de posibles regresiones espurias – hace que el modelo a estimar originalmente planteado en (1) pase a ser:

$$\Delta \Pi_t = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j \Delta \log X_{jt} + \sum_{k=1}^K \gamma_k \Delta \log Z_{kt} + \sum_{l=1}^L \theta_l \Delta \log C_{lt} + \sum_{m=1}^M \varphi_m D_{mt} + \delta_1 t + \delta_2 t^2 + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim \text{iid} (0, \sigma^2) \quad (5)$$

Debido a que algunas variables consideradas como el Crédito OSR o el PIB real, entre otros, son procesos estacionarios alrededor de una tendencia polinómica en primeras diferencias, es preciso considerar una tendencia determinista²⁵ (polinómica de orden dos) en el modelo de regresión a estimar (5). Pasar por alto el hecho de que las variables en un modelo de regresión manifiesten tendencia puede conducir a concluir erróneamente que los cambios en una variable son los causantes de los cambios en otra. Aunque la variable dependiente ROA_{it} no tiene tendencia – ha sido eliminada al tomar primeras diferencias –, conque alguna de las variables explicativas presente un movimiento tendencial es preciso considerar la tendencia como regresor. Su exclusión puede hacer que parezca que X_{it} no tiene ningún efecto sobre la variable dependiente aunque en realidad los movimientos de X_{it} alrededor de su tendencia sí pueden explicar Π_t (Wooldridge, 2006).

La inclusión de una tendencia determinista en el modelo de regresión se presta a una delicada interpretación de los parámetros del modelo en términos de las variables originales. Se puede demostrar que las estimaciones de los parámetros de interés pueden interpretarse como el resultado de una regresión en la que no se incluya tendencia, pero en la cual ésta haya sido eliminada previamente en todas las variables intervinientes en la especificación. De esta manera, se tiene que los coeficientes que acompañan a las diferencias de logaritmos se interpretarán como el efecto, ceteris paribus, sobre la diferencia de rentabilidad entre dos periodos consecutivos de cambios alrededor de su tendencia en las tasas de crecimiento de las variables a las que acompañan.

4.1 Modelo empírico y método de estimación

Inicialmente se plantea el siguiente modelo empírico (6) en el que Crédito OSR y Euribor son las variables bancarias, PIB real e IPC los indicadores macroeconómicos, C5 y Entidades recogen la estructura competitiva del sector y las dummies UE y RB denotan los cambios regulatorios producidos en el periodo de estudio. Se han llevado a cabo pruebas previas con otros indicadores macroeconómicos y bancarios como la

²⁵ Añadir una tendencia determinista permite admitir que la variable dependiente puede estar creciendo o decreciendo en el tiempo por motivos distintos a los regresores considerados. En este contexto, la omisión de la tendencia da lugar a un problema de regresión espuria y de omisión de variable relevante.

tasa de paro o el *spread* de tipos²⁶, entre otros, que no han sido considerados al no ofrecer buenos resultados.

$$\Delta ROA_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta \log Cred + \beta_2 \Delta \log Euribor + \gamma_1 \Delta \log PIBr + \gamma_2 \Delta \log IPC + \theta_1 \Delta \log C5 + \theta_2 \Delta \log Entidades + \varphi_1 UE + \varphi_2 RB + \delta_1 t + \delta_2 t^2 + \varepsilon_t \quad (6)$$

Podría pensarse que la inclusión de las tasas de crecimiento de C5 y de Entidades de manera conjunta en el modelo de regresión carece de sentido si se supone que ambas varían necesariamente a la vez. En tal caso, la interpretación de sus respectivos coeficientes estimados como el efecto marginal, *ceteris paribus*, sería erróneo. Sin embargo, estas variables no necesariamente tienen por qué variar conjuntamente ya que un aumento en el número de entidades que operan en el sector no tiene por qué alterar el volumen de activo que aglutinan las cinco grandes (C5), y viceversa. Ambas variables pueden entenderse como indicadores de estructura competitiva del sector que recogen factores distintos: número de competidores por un lado y porcentaje de activo que acumulan las cinco grandes entidades por otro.

Tomando el modelo de regresión empírico planteado en (6) como referencia (al que se denotará por Modelo 1), es posible que sea necesario llevar a cabo pequeñas modificaciones en su especificación hasta alcanzar el mejor ajuste posible. Bajo la idea de que la rentabilidad de las entidades de depósito viene determinada por unos factores internos y externos, la validación del modelo empírico propuesto exigirá que los residuos tengan estructura de ruido blanco, esto es, carezcan de un patrón de comportamiento.

La estimación de (6) se lleva a cabo por Mínimos Cuadrados Ordinarios. Dado que no existen garantías de que el modelo especificado se corresponda con el verdadero PGD asumido en (5), es posible que el término de perturbación aleatoria no sea un ruido blanco, esto es, exista autocorrelación en los residuos. Aunque en presencia de autocorrelación los estimadores continúan siendo insesgados, consistentes y son asintóticamente normales, no son eficientes. La inferencia basada en los estadísticos *t* en los que interviene una estimación de la varianza que asume que la matriz de varianzas y covarianzas es homocedástica e incorrelada no ofrece garantías. En lugar de acudir a MCG – que exigiría conocer la naturaleza de esa autocorrelación –, se estima por MCO robustos mediante un procedimiento desarrollado por Newey y West²⁷ (1987). Este mecanismo corrige los errores estándar de modo que los estimadores sean consistentes bajo heterocedasticidad y autocorrelación (HAC).

4.2 Resultados

La Tabla 7 ofrece los resultados de la regresión planteada en (6), siendo las primeras diferencias de ROA_{*i*} la variable dependiente. En esta tabla se pueden observar los coeficientes estimados y sus desviaciones típicas junto con los estadísticos *t* de

²⁶ Diferencial entre tipos sintéticos de activo y de pasivo, que puede interpretarse como una proxy del margen bancario.

²⁷ Tiene como ventaja fundamental que en caso de existir heterocedasticidad o autocorrelación en el término de perturbación aleatoria no es necesario llevar a cabo ninguna hipótesis en cuanto a su estructura. Nótese que estos autores proponen un estimador de la varianza del estimador de mínimos cuadrados ordinarios, no de la matriz de varianzas y covarianzas de la perturbación.

significación individual. Tanto las variables bancarias (d_I_Cred y d_I_Euribor), macroeconómicas (d_I_PIBr y d_I_IPC) como de estructura del sector (d_I_C5 y d_I_Entidades) planteadas en el modelo empírico resultan estadísticamente significativas para explicar los cambios en el ratio de rentabilidad. En lo que respecta a las dummies que recogen cambios regulatorios, el coeficiente que acompaña a UE no resulta significativamente distinto de cero en este modelo. Según esta estimación, la entrada en el euro, ceteris paribus el resto de regresores, no tuvo ningún efecto en la rentabilidad agregada del sector. Nótese que aunque esta dummy no resulte significativa, indirectamente esta circunstancia viene también recogida por medio de la variable Euríbor.

Por su parte, la reestructuración bancaria (RB) sí que resulta relevante en la determinación del beneficio bancario. Que el coeficiente que acompaña a esta variable sea positivo y estadísticamente distinto de cero significa que, manteniendo todas las demás variables constantes, la variación en el ROA agregado es superior en el periodo 2010-2014 que en los años anteriores.

El signo de los coeficientes que acompañan a las primeras diferencias del logaritmo del crédito privado, el IPC y el PIB real coinciden con los esperados. En un modelo semilogarítmico como (6), los coeficientes que acompañan a los regresores indican la variación marginal en la variable dependiente ante cambios marginales relativos en la variable independiente de que se trate, esto es, semielasticidades²⁸. Si se desea analizar el cambio unitario en la variable dependiente ante cambios porcentuales en el regresor X_j entonces se tendrá que, ante un incremento de un uno por ciento en X_j , la variable dependiente Y varía en $\beta_j/100$ unidades²⁹.

De esta manera, los coeficientes estimados en (6) indican que ante un incremento de un uno por ciento en el stock total de créditos concedidos, el nivel de precios y la producción agregada del país el ROA_i varía en 0,00049; 0,00079 y 0,0015 puntos básicos respectivamente. Nótese que si en lugar de medir la rentabilidad en tanto por uno (puntos básicos) se mide en porcentaje se tendría que un incremento de un uno por ciento en el stock de créditos concedidos hace aumentar el ROA agregado en 0,049 puntos porcentuales.

Alternativamente, también se pueden interpretar como la variación marginal en puntos básicos que se produce en las diferencias entre dos periodos consecutivos del ROA_i ante cambios marginales en las tasas de crecimiento.

Las variables de índole macroeconómica juegan un papel clave en la determinación de la rentabilidad de las entidades bancarias, evidenciando la fuerte sensibilidad que manifiestan las entidades bancarias al entorno. La tasa de crecimiento de la inflación afecta positivamente a los resultados, yendo esto en consonancia con lo esperado. Bajo el supuesto de expectativas ingenuas o adaptativas – por las que la inflación efectiva se puede entender como proxy de las expectativas del nivel de precios para el siguiente periodo –, ante un incremento en un uno por ciento del IPC la rentabilidad del sector varía en 0,079 puntos porcentuales. La explicación a esto reside en que, en un

²⁸ $\beta_j = \frac{\partial E(Y|X)}{\partial \ln X_j} = \frac{\partial E(Y|X)}{\frac{\partial X_j}{X_j}} = \frac{\Delta E(Y|X)}{\frac{\Delta X_j}{X_j}}$

²⁹ $\frac{\beta_j}{100} = \frac{\Delta E(Y|X)}{100 * \frac{\Delta X}{X}}$

contexto de inflación estable, cualquier subida en el nivel de precios de la economía responderá a excesos de demanda que darán lugar a incrementos en la producción agregada. Esto estimulará la inversión y la demanda de créditos y productos financieros, aumentando la rentabilidad bancaria.

En lo que respecta al efecto del ciclo económico, ante cambios porcentuales alrededor del movimiento tendencial del PIB real –esto es, variaciones en el componente cíclico una vez controlado el efecto de la tendencia –, el ROA varía en 0,15 puntos porcentuales (0,0015 puntos básicos). Esto pone de manifiesto la prociclicidad de los resultados bancarios. Ante cualquier desviación porcentual en el movimiento de largo plazo de la producción real agregada, la rentabilidad varía en el mismo sentido. Al hilo de lo anterior, la actividad bancaria depende de la marcha de la economía y de las expectativas de negocio. En este sentido, la demanda de productos bancarios es una demanda derivada de la coyuntura macroeconómica.

En relación a la estructura competitiva del sector, las dos variables consideradas resultan significativas al cinco por ciento. Tanto $\widehat{\theta}_1$ como $\widehat{\theta}_2$ son negativos, lo cual da lugar a una interpretación del efecto de la estructura del sector sobre la rentabilidad un tanto contradictoria. Por un lado se tiene que a medida que aumenta el número de entidades la rentabilidad agregada se reduce. Esto implicaría que el aumento del número de competidores reduce los beneficios de cada entidad de manera que, para que el ROA agregado caiga, domina más el efecto de la reducción de beneficio en cada entidad que el hecho de que haya un mayor número. Según esto, mayor grado de competencia (más entidades) hace, no solo que el sector en su conjunto sea menos rentable en términos de ROA, sino que cada entidad de depósito también gane menos por unidad de activo. Nótese que en la regresión se está controlando por factores bancarios y macroeconómicos, luego el efecto marginal negativo estimado se corresponde con un volumen de negocio dado.

En línea con esto, si efectivamente la competencia reduce la rentabilidad, entonces el coeficiente que acompaña a la variable de concentración C5 debería ser de signo contrario, es decir, positivo. Sin embargo, según el modelo de regresión estimado el signo del coeficiente que acompaña a d_I_C5 es negativo. Esto significa que a medida que las cinco grandes entidades aglutinan un mayor porcentaje de activos (proxy de sus cuotas de mercado) para el mismo número de entidades, la rentabilidad agregada también cae.

Una posible explicación a la relación negativa entre concentración y rentabilidad que manifiestan los datos se encuentra en la ola de fusiones y operaciones corporativas que se han venido desarrollando en el sector tras la crisis. *Bankia*, la cuarta mayor entidad por volumen de activo, es actualmente la unión de la antigua *Caja de Ahorros y Monte de Piedad de Madrid* y un compendio de pequeñas Cajas de Ahorros. Asimismo, otra de las entidades que durante el periodo 2009-2014 han copado el top cinco como es *Caixabank* es el resultado de la absorción por parte de la antigua *La Caixa* de otras pequeñas Cajas de Ahorros como *Cajasol* y *Caja de Burgos* (ver Anexo 2). En el corto plazo y hasta que no transcurra el tiempo suficiente para generar las sinergias necesarias para el aprovechamiento de las economías de escala y de alcance que ofrece la ganancia de dimensión, la absorción de entidades en dificultades con serios desequilibrios en sus balances puede lastrar el buen funcionamiento de aquella a la que se integra. Es importante destacar aquí que estas

dificultades que motivaron las fusiones eran fundamentalmente problemas de solvencia y de deterioro de activos, pero no necesariamente de rentabilidad.

De este modo, la concentración no se entiende en este periodo como el resultado de una ganancia de poder de mercado y reducción de la competencia en el sector, sino la respuesta a un periodo de crisis que ha generado un intensivo proceso de fusiones y absorciones como mecanismo de supervivencia. Bajo este prisma se puede entender cómo la alta concentración está vinculada a menor rentabilidad.

En lo que respecta a las variables bancarias, el beneficio de un banco viene dado mayoritariamente por el margen de intereses, entendido este como el producto entre un margen que se aplica sobre los costes y unas cantidades de producto financiero. El stock de créditos concedidos constituye el *grosso* de los productos financieros que ofrece cualquier entidad de depósito. Tal y como se esperaba, esta variable resulta significativa y tiene un efecto positivo sobre la rentabilidad. Ante un incremento porcentual en el stock de créditos, el ROA crece en 0,05 puntos porcentuales. La caída en la demanda de créditos tras el pinchazo de la burbuja inmobiliaria, junto con el incremento de la morosidad, justifica la fuerte caída en los beneficios bancarios en el último lustro.

Por su parte, el efecto de la tasa de crecimiento del Euríbor sobre la variación en el ROA es negativo y estadísticamente significativo. Un abaratamiento en la financiación de las entidades en el mercado interbancario hará aumentar la rentabilidad del sector. Este resultado implica que, condicionado a una demanda constante, las variaciones en el Euríbor no se transmiten íntegramente a los precios (tipos) que se negocian sino que afectan al margen bancario que las entidades fijan sobre este tipo de referencia. Debido a la fuerte competencia a la hora de captar clientes y a que no todas las entidades son igual de sensibles al mercado interbancario, los tipos negociados no podrán alejarse de los establecidos por el mercado, de modo que incrementos del Euríbor deberán ser absorbidos por medio de un estrechamiento del margen. Por el contrario, ante reducciones del mismo las entidades pueden aprovechar para aumentarlo. Bajo la especificación planteada en (6), ante una caída de un uno por ciento en el Euríbor, el ROA aumentará en promedio en 0,012 puntos porcentuales.

Llegados a este punto cabe preguntarse si el efecto del Euríbor sobre la rentabilidad es estable a lo largo de todo el periodo. Más concretamente, interesa conocer si el efecto marginal de esta variable sobre el resultado agregado del sector es diferente antes y después de la reestructuración bancaria. Para ello se modifica ligeramente la especificación planteada en (6) para incluir una variable de interacción entre las primeras diferencias del Euríbor y la dummy RB a la que se denotará por Eurib_RB.

$$\Delta ROA_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta \log Cred + \beta_2 \Delta \log Euribor + \beta_3 \Delta \log Euribor * RB + \gamma_1 \Delta \log PIBr + \gamma_2 \Delta \log IPC + \theta_1 \Delta \log C5 + \theta_2 \Delta \log Entidades + \varphi_1 UE + \varphi_2 RB + \delta_1 t + \delta_2 t^2 + \varepsilon_t \quad (7)$$

La Tabla 7 presenta los resultados de la regresión planteada en (7) que constituirá el modelo 2. La consideración de este término de interacción entre la Reforma Bancaria y la tasa de crecimiento del Euríbor mejora el ajuste de la regresión. El R² corregido pasa de 0,75 en la especificación planteada en (6) a un 0,97 en (7). Asimismo, se

produce una mejora significativa en los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn.

Todas las variables consideradas en (7) resultan significativas para explicar las variaciones de ROA a excepción del término constante. Al contrario que en la regresión anterior, la entrada en vigor de la moneda común en 1999 (UE) sí parece haber generado un efecto positivo sobre la rentabilidad del sector. El coeficiente que acompaña a la tasa de crecimiento del Euribor continúa siendo negativo y significativo, pero de menor magnitud. El efecto marginal negativo del tipo de interés interbancario es mucho más acusado a partir del año 2010, como pone de manifiesto el parámetro estimado del término de interacción Eurib_RB. De esta manera, la semielasticidad del ROA con respecto al Euribor es de -0,004 puntos porcentuales durante el periodo 1995-2009 pero pasa a ser de -0,014 puntos porcentuales desde el año 2010. La inclusión de este término de interacción en la regresión permite distinguir el distinto efecto marginal medio de esta variable sobre la rentabilidad tras la reestructuración bancaria.

$$\frac{\partial E [d_ROA|RB=0]}{\partial \Delta \log Euribor} = \beta_2$$

$$\frac{\partial E [d_ROA|RB=1]}{\partial \Delta \log Euribor} = \beta_2 + \beta_3$$

Los signos y magnitudes del resto de parámetros estimados en este modelo ampliado se interpretan del mismo modo que en el modelo anterior. Lo comentado sobre el efecto marginal de las variables de estructura competitiva sobre la rentabilidad se mantiene. El efecto marginal promedio del PIB real sobre la rentabilidad sigue siendo positivo, pero de menor magnitud. En lo que respecta a la inflación, el coeficiente que acompaña a la tasa de crecimiento del IPC cambia de signo en la regresión ampliada, pero deja de ser significativo al 5% para serlo únicamente al 10%. La semielasticidad de la variable de rentabilidad al Crédito privado sigue siendo positiva y de magnitud equivalente.

De los dos modelos estimados el modelo 2 será el modelo empírico seleccionado. Dado que el modelo uno está anidado en el modelo dos este último resulta el menos restrictivo y muestra un mejor ajuste. La validación del mismo para explicar la rentabilidad agregada de las entidades de depósito exigirá que los residuos tengan estructura de ruido blanco gaussiano, esto es, sean homocedásticos, estén incorrelados y se distribuyan normalmente.

El contraste de normalidad de la chi-cuadrado no rechaza que los residuos se distribuyan normalmente. Alternativamente, los contrastes de Doornik-Hansen, Shapiro-Wilk, Lilliefors y Jarque Bera también conducen a no rechazar la hipótesis de normalidad.

El test de Breusch-Pagan-Godfrey³⁰ (LM_{BG}) no rechaza la hipótesis nula que la varianza de la perturbación aleatoria es constante en el tiempo (homocedasticidad).

³⁰ Este test se basa en construir unas variables p_i definidas como el cociente entre cada residuo al cuadrado y el estimador máximo verosímil de la varianza para, a continuación, llevar a cabo una regresión de estos p_i sobre todos o alguno de los regresores no estocásticos del modelo. El estadístico de contraste se obtiene como la suma de cuadrados explicada de esa regresión auxiliar entre dos, y se distribuye asintóticamente como una chi-cuadrado con $m-1$ grados de libertad, siendo m el número de regresores considerados en la regresión auxiliar.

	(1)		(2)	
	Coeficiente	Estadístico t	Coeficiente	Estadístico t
Const	-0.0091 (0.0039)	-2.336**	-0.0006 (0.0006)	-0.938
d_I_Cred	0.0495 (0.0090)	5.469***	0.0432 (0.0036)	11.80***
d_I_Euribor	-0.0119 (0.0022)	-5.278***	-0.0040 (0.0005)	-7.823***
d_I_IPC	0.0798 (0.0214)	3.717***	-0.0250 (0.0122)	-2.053*
d_I_PIBr	0.1563 (0.0465)	3.354**	0.0599 (0.0085)	6.999***
d_I_C5	-0.0221 (0.0057)	-3.847***	-0.0231 (0.0012)	-18.61***
d_I_Entidades	-0.0282 (0.0050)	-5.585***	-0.0157 (0.0012)	-12.54***
UE	0.0003 (0.0016)	0.2151	0.0021 (0.0002)	7.365***
RB	0.0041 (0.0010)	3.972***	0.0022 (0.0006)	3.505***
Eurib_RB			-0.0104 (0.0004)	-21.05***
Tendencia	-0.0020 (0.0009)	-2.247*	-0.00201 (0.0001)	-11.09***
Tendencia^2	0.0001 (3.96e-05)	3.154**	0.0001 (9.40e-06)	11.34***
T	19		19	
\bar{R}^2	0.7593		0.9732	
DW	2.2531		2.2181	
Akaike	-181.9392		-224.2099	
Schwarz	-171.5504		-212.8766	
Hannan-Quinn	-180.1810		-222.2919	
lnL	101.9696		124.1049	
LM _{BP}	3,4047 p=P($\chi^2_{10}>3,4047$)= 0,9702		6,3458 p=P($\chi^2_{11}>6,3458$)= 0,8493	
LM (1)	0,5243 p=P($F^1_7>0,5243$)= 0,4924		0,2165 p=P($F^1_6>0,2165$)= 0,6580	
Normalidad	2,7637 p=P($\chi^2_2>2,7637$)= 0,2511		1,4722 p=P($\chi^2_2>1,4722$)= 0,4789	

Tabla 7.- Estimación por MCO robustos (entre paréntesis las desviaciones típicas). (*), (**) y (***) denotan que los estadísticos a los que acompañan son significativos al 10%, 5% y 1%.

En lo que respecta a los contrastes de autocorrelación de los residuos, el más habitual es el contraste de Durbin-Watson (DW). Sin embargo, el estadístico de contraste cae en la zona de indecisión³¹, lo cual impide extraer conclusiones sobre si existe o no autocorrelación de primer orden. Por este motivo se acude al contraste de Breusch-Godfrey, también conocido como test LM ya que se basa en una aplicación del multiplicador de Lagrange. Este contraste no rechaza la hipótesis nula de que el coeficiente de correlación de primer orden de los residuos sea cero.

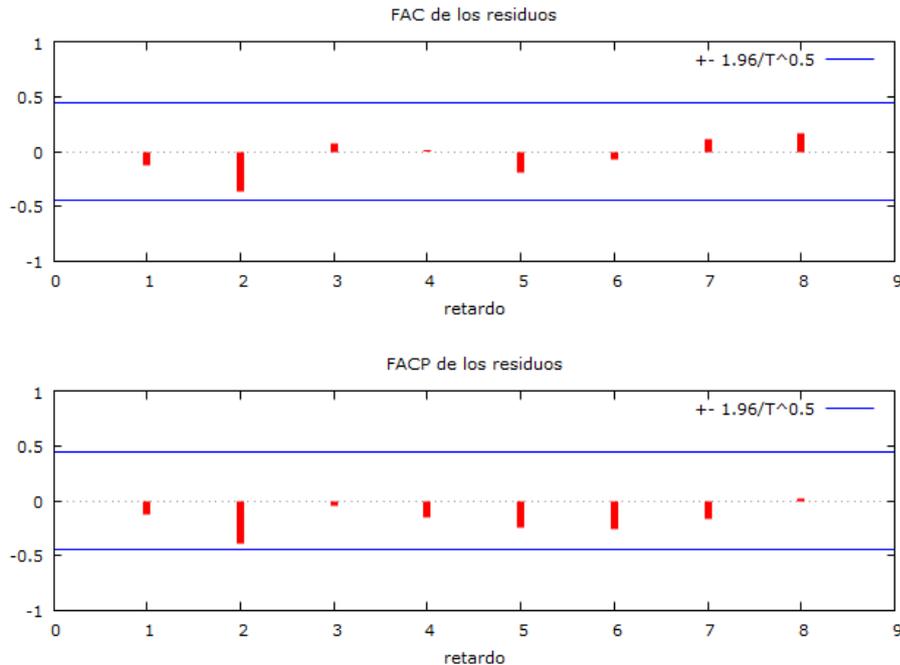


Figura 1.- Correlograma de los residuos. FAC y FACP Modelo 2.

Con carácter general, la condición de ausencia de autocorrelación en los residuos (incorrelación serial) exige que $\text{Corr}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-s}) = 0 \quad \forall s \neq 0$. Los residuos serán ruido blanco si las funciones de autocorrelación (FAC) y autocorrelación parcial (FACP) pertenecen al intervalo de confianza³² $\pm 1,96/\sqrt{T}$.

La Figura 1 presenta el correlograma de los residuos del modelo 2. Como se puede apreciar, todos los valores de FAC y FACP muestrales pertenecen al intervalo de confianza al 95% de significación. Existe, por tanto, evidencia para afirmar que los residuos del modelo 2 tienen estructura de ruido blanco. Esto implica que la parte no estocástica del modelo de regresión planteado en (7) capta adecuadamente el componente no aleatorio de la variable de estudio.

Dado que previamente se ha garantizado que la variable dependiente y el conjunto de los regresores considerados en la especificación son procesos estacionarios débilmente dependientes, y bajo el supuesto de exogeneidad estricta³³ del término de perturbación aleatoria, si el término de error es efectivamente un ruido blanco

³¹ Para $T=19$ y $k=11$, al 5% de significación $dL=0,22$ y $dU=3,15$.

³² Se puede demostrar que $\sqrt{T} \hat{\rho}_s \sim N(0,1)$ cuando $T \rightarrow \infty$

³³ Ver apartado “Extensión: la condición de exogeneidad estricta”.

gaussiano entonces se satisfacen los supuestos del Teorema de Gauss-Markov³⁴ por los que el estimador MCO es insesgado y de mínima varianza (eficiente).

En lo que respecta a la consistencia de los estimadores, esta propiedad asintótica es en cierto sentido hipotética ya que no se refiere a la muestra bajo estudio sino más bien a lo que ocurriría en caso de poder disponer de un conjunto de datos próximo a infinito (Gallastegui, 2005). Aunque la muestra de datos con la que se trabaja sea finita, se puede asumir que para una muestra grande, el vector de estimadores MCO converge en probabilidad al verdadero valor del vector de parámetros poblacionales bajo ciertas condiciones³⁵.

4.3 Extensión: la condición de exogeneidad estricta de los regresores

Las buenas propiedades del estimador MCO en muestras finitas exigen el cumplimiento de exogeneidad estricta de los regresores. Esto implica asumir que el término de error del modelo de regresión planteado en (7) está incorrelacionado con todas las variables explicativas en todos los periodos de tiempo, es decir, que los valores pasados de la variable dependiente no pueden formar parte de las variables explicativas.

$$E(X_s u_t) = [E(X_s u_t | X)] = E [X_s E(u_t|X)] = 0, \quad \forall t, s \quad (8)$$

Resulta plausible asumir que las diferencias logarítmicas del Crédito, del Euribor, del IPC y del PIB real sean exógenas estrictas. Sin embargo, puede pensarse que las variables de estructura de sector ($\Delta \log C5$ y $\Delta \log$ Entidades) reaccionan a los niveles de rentabilidad de la industria con cierto desfase, en cuyo caso se estaría ante un problema de endogeneidad. La explicación a este posible fenómeno se debe a que la rentabilidad en el sector puede dar lugar a entradas y salidas y a alteraciones en la distribución del activo. Se podría argumentar que la oleada de fusiones y absorciones desarrollada en el sector fue consecuencia de bajos niveles de rentabilidad. El análisis de esta condición se realiza por medio de la estimación de un proceso vectorial autorregresivo (VAR), metodología propuesta por Sims (1980).

Se plantea un proceso VAR (2) de orden $k=3$ tal que:

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \zeta X_t + \varepsilon_t$$

$$(I - \phi_1 L - \phi_2 L^2) y_t = \delta + \zeta X_t + \varepsilon_t \quad \phi(L) y_t = \delta + \zeta X_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

³⁴ Según el Teorema de Gauss-Markov el estimador de mínimos cuadrados ordinarios presenta mínima varianza (BLUE) dentro del conjunto de todos los estimadores lineales e insesgados en muestras finitas siempre que:

- a) $E(u_i | X_1, X_2, \dots, X_T) = 0$ Condición de exogeneidad estricta.
- b) $\text{Var}(u_i | X_i) = \sigma^2$ Condición de homocedasticidad del término de perturbación aleatoria.
- c) $Q = E(X_i X_i')$ es definida positiva.
- d) $\{u_i\}_{i=1}^T$ es un proceso estocástico estacionario débilmente dependiente.

³⁵ De acuerdo con la Ley de los Grandes Números cuando se trabaja con observaciones correspondientes a procesos estocásticos estacionarios débilmente dependientes se obtiene que:

$$\text{plím} \hat{\beta} = \beta + Q^{-1} \text{plím} \left(\frac{1}{T} X' u \right)$$

Bajo el supuesto de exogeneidad contemporánea de la matriz de regresores y el término de error se puede demostrar que: $\text{plím} \left(\frac{1}{T} X' u \right) = 0$ De modo que: $\text{plím} \hat{\beta} = \beta$

donde ε_t es un vector de ruido blanco multivariante de dimensión $K \sim \text{NIID}(0, \Sigma_e)$

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t) &= 0 \quad \forall t \\ E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') &= \Sigma_e \quad \forall t \text{ (matriz no singular)} \\ E(\varepsilon_t, \varepsilon_s') &= 0 \quad \forall t \neq s \end{aligned} \quad (10)$$

Y_t es el vector de variables $K \times 1$, δ es un vector $K \times 1$ de coeficientes fijos, ϕ_1 y ϕ_2 son matrices $K \times K$ de coeficientes fijos (matrices autorregresivas), $\phi(L)$ denota el polinomio de retardos matricial, X_t es un vector $M \times 1$ de variables de control exógenas y ζ es una matriz de coeficientes fijos $M \times K$.

$$Y_t = \begin{pmatrix} \Delta ROA_i \\ \Delta \log C5 \\ \Delta \log Entidades \end{pmatrix}; \quad X_t' = (\Delta \log Crédito \quad \Delta \log Euribor \quad \Delta \log PIBr \quad tendencia)$$

La selección del orden $p=2$ se realiza atendiendo a criterios de información y al contraste de razón de verosimilitudes (LR³⁶).

En el modelo VAR planteado cada variable viene explicada por sus propios retardos junto con los retardos de las $K-1$ variables restantes que componen el sistema, más una serie de variables de control bancarias, macroeconómicas y de tendencia determinista. Aunque aparentemente no se permita la dependencia contemporánea explícita entre las variables que componen el vector Y_t , ésta vendrá recogida de manera subyacente por medio de la correlación contemporánea existente entre los elementos de ruido blanco (Σ_e). La estimación conjunta del sistema por Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (MCGF) cuando las ecuaciones comparten el mismo número de regresores es equivalente a su estimación por MCO ecuación a ecuación. Dada la incorrelación serial entre los términos de ruido blanco, la metodología VAR ofrece buenas estimaciones de los parámetros al cumplirse que $E(\varepsilon_{it} y_{i, t-s}) = 0$.

La modelización multivariante de series temporales por medio de procesos VAR exige que el proceso vectorial y_t de dimensión K sea estable. Lütkepohl (1991) argumenta que la estabilidad del sistema no se corresponde, estrictamente, con la estacionariedad débil de cada serie univariante que lo compone. Más allá de que las series separadamente sean estacionarias en media y varianza y que la covarianza no varíe en el tiempo, lo que se busca es que dicha covarianza converja rápidamente hacia cero. Esto se garantiza bajo el cumplimiento de la llamada condición de estabilidad (proceso *strong-mixing*):

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \phi^s = 0$$

En términos prácticos, un proceso VAR (p) es estable si su polinomio autorregresivo tiene todas sus raíces (sus inversos) fuera (dentro) del círculo unidad. La Figura 2 muestra las raíces inversas del polinomio autorregresivo correspondiente al proceso VAR (2) de orden 3 estimado. Como se puede apreciar, el sistema es estable.

³⁶ Partiendo de un orden máximo M , se lleva a cabo una simplificación recursiva y se contrasta $H_0: \phi_M=0$ frente a la hipótesis alternativa $H_1: \phi_M \neq 0$. Bajo la hipótesis nula el estadístico LR sigue una distribución chi-cuadrado con K^2 grados de libertad.

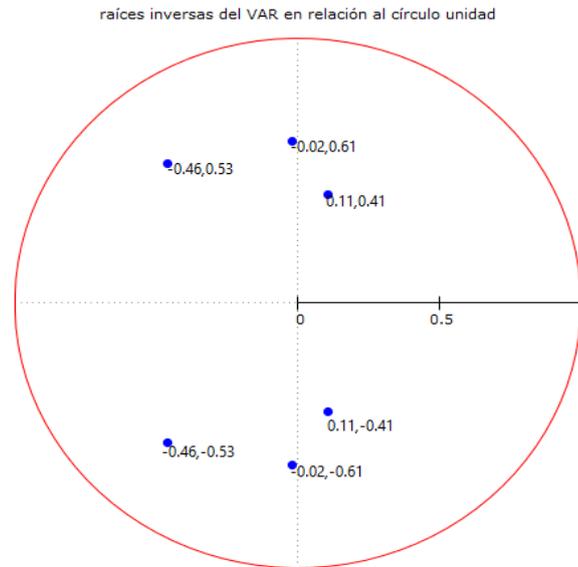


Figura 2.- Raíces inversas del proceso VAR (2) en relación al círculo unidad.

La Tabla 8 muestra los resultados de la estimación por MCO del modelo VAR (2) planteado. Se ha optado por llevar a cabo la corrección de Newey-West (HAC) que da lugar a estimadores robustos en caso de existir un problema de heterocedasticidad y autocorrelación.

Más allá de la significatividad individual de los coeficientes y la interpretación de los mismos, el interés de la estimación realizada se encuentra en los estadísticos F de significación conjunta de los retardos de d_ROA_i en las ecuaciones 2 y 3.

Granger (1969) introdujo el concepto de causalidad en el sentido de Granger según el cual, una variable X es causa de otra variable Y si la consideración de X en las predicciones de Y consigue mejorar (reducir) el error cuadrático medio de la predicción en, al menos, un periodo temporal. Formalmente la causalidad de Granger se expresa como:

$$X_t \text{ causa en el sentido de Granger a } Y_t \text{ si: } ECM(\hat{y}_T(l)|I_{X,T}) < ECM(\hat{y}_T(l)|I_T)$$

Donde $\hat{y}_T(l)|I_{X,T}$ es el predictor óptimo de y_{T+l} con el conjunto de información hasta el periodo T donde está incluida la variable X_t ; y $\hat{y}_T(l)|I_T$ es por su parte el predictor óptimo de y_{T+l} con el conjunto de información hasta el periodo T donde no está incluida la variable X_t .

Sin embargo, este concepto de causalidad no se analiza realizando predicciones. La caracterización de la causalidad en el sentido de Granger obliga a particionar matrices y a plantear lo siguiente:

Para el modelo VAR (2) estimado, se dirá que ΔROA_i no causa $\Delta \log C5$ en el sentido de Granger si ninguno de los coeficientes que acompañan a los retardos de ΔROA_i en la ecuación 2 es significativamente distinto de cero.

Atendiendo a los valores críticos al cinco por ciento de significación de los estadísticos F de significación conjunta de los retardos de cada variable en cada ecuación se concluye:

- Que tanto $\Delta \log C5$ como $\Delta \log$ Entidades sí causan ΔROA_i en el sentido de Granger.
- Que ΔROA_i no causa ni $\Delta \log C5$ ni $\Delta \log$ Entidades en el sentido de Granger.

Pese a que la causalidad en el sentido de Granger se basa en la capacidad de una variable de explicar otra desde un punto de vista predictivo, Sims (1972) estableció un teorema mediante el cual podía afirmarse la equivalencia entre la no causalidad y la exogeneidad estricta. La no causalidad en el sentido de Granger equivaldría, según Sims, a un test de exogeneidad. La equivalencia aducida por este autor ha sido contrastada con las demostraciones alternativas planteadas por Hosoya (1977) o Pierce y Haugh (1977), entre otros. No obstante, autores como Hansen y Sargent (1980) o Arellano y García Villar (1983) han demostrado que estos conceptos no son estrictamente equivalentes y que las conclusiones obtenidas a partir del trabajo de Sims (1972) son muy sensibles a la información que se incorpore al modelo para su identificación. La construcción del modelo VAR a partir del cual se analiza la causalidad de Granger resulta en este sentido un aspecto clave.

En cualquier caso, a partir del análisis de causalidad en el sentido de Granger realizado a partir de la estimación de un VAR (2) de orden 3 como el planteado en (10) y bajo la argumentación de Sims, se puede asumir que el modelo de regresión lineal planteado en (7) cumple la condición de exogeneidad estricta de los regresores. Se ha puesto de manifiesto que las dos variables de estructura de sector causan la variable de rentabilidad, una vez condicionado a otros factores, pero que su recíproco no es cierto. En otras palabras, no se ha probado la existencia de un posible problema de endogeneidad en estos regresores. La causalidad se produce en una única dirección.

Variable dependiente:	(1)		(2)		(3)	
	d_ROA_i		d_I_C5		d_I_Entidades	
AIC=	-4.7088		BIC= -13.0913		HQC= -14.5480	
					lnL= 158.02448	
	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t
const	-0.0252 (0.0036)	-6.966***	0.1219 (0.0762)	1.598	0.0364 (0.0502)	0.725
d_ROA_i_1	-0.2912 (0.0770)	-3.780***	2.2338 (1.8184)	1.228	-1.230 (1.8032)	-0.682
d_ROA_i_2	-0.3875 (0.0535)	-7.231***	-0.1137 (2.0648)	-0.055	3.4637 (2.2515)	1.538
d_I_C5_1	0.0319 (0.0079)	4.013***	0.5913 (0.3165)	1.868	-0.9006 (0.3436)	-2.621**
d_I_C5_2	-0.0023 (0.0075)	-0.315	-0.2652 (0.3766)	-0.704	0.1727 (0.3604)	0.479
d_I_Entidades_1	0.0241 (0.0071)	3.383**	0.4552 (0.2542)	1.790	-1.0445 (0.4242)	-2.462
d_I_Entidades_2	-0.0100 (0.0069)	-1.447	0.1791 (0.2468)	0.726	-0.3317 (0.3293)	-1.007
d_I_Cred	0.0055 (0.0064)	0.861	-0.5036 (0.2108)	-2.388*	0.4032 (0.1586)	2.542**
d_I_Euribor	-0.0131 (0.0010)	-12.69***	0.0357 (0.0208)	1.718	0.0235 (0.0234)	1.003
d_I_PIBr	0.3761 (0.0342)	11.00***	0.5930 (0.7002)	0.846	-2.6241 (0.7430)	-3.532**
Tendencia	0.0012 (0.0001)	6.212***	-0.0049 (0.0043)	-1.125	-0.0027 (0.0026)	-1.038
T*	17		17		17	
R ²	0.90		0.51		0.64	
Retardos de d_ROA_i	F*=26.566	P(F ₆ ² >26.566) =0.0010	F*=0.769	P(F ₆ ² >0.769) =0.5041	F*=2.674	P(F ₆ ² >2.674) =0.1477
Retardos de d_I_C5	F*= 8.927	P(F ₆ ² >8.927) =0.0159	F*=1.775	P(F ₆ ² >1.775) =0.2480	F*=4.476	P(F ₆ ² >4.476) =0.0646
Retardos de d_I_Entidades	F*= 14.748	P(F ₆ ² >14.748) =0.0048	F*=1.612	P(F ₆ ² >1.612) =0.2751	F*=5.401	P(F ₆ ² >5.401) =0.0455
Retardos de orden 2	F*=17.438	P(F ₆ ² >17.438) =0.0023	F*=0.993	P(F ₆ ² >0.993) =0.4572	F*=3.728	P(F ₆ ² >3.728) =0.0799
Q Ljung Box (orden 4)	Q*=2.620	P(χ ² (4)> 2.620) = 0.323	Q*=4.395	P(χ ² (4)> 4.395) = 0.355	Q*=6.857	P(χ ² (4)>6.857) =0.144

Tabla 8.- Coeficientes estimados VAR (2) (entre paréntesis las desviaciones típicas), estadísticos t de significación individual y estadísticos F de significación conjunta. Tamaño muestral efectivo (T*), R-cuadrado (R²) y estadístico Q de Ljung-Box (Q).

(*), (**) y (***) denotan que los estadísticos son significativos al 10%, 5% y 1% respectivamente.

4.4 Contribuciones de los factores

El marco teórico en el que se circunscribe el modelo de regresión planteado en (1) defiende que la rentabilidad del sector bancario viene determinada por factores propiamente bancarios, indicadores de coyuntura macroeconómica así como medidas de estructura competitiva del sector. En el contexto de series temporales, a esto cabe añadir variables *dummy* que recojan eventos o cambios normativos relevantes.

Más allá del análisis del signo y significatividad de los coeficientes estimados para las variables especificadas dentro de cada bloque, resulta de interés comparar el peso específico de cada agrupación. El gráfico 11 muestra las contribuciones de cada grupo de variables a la hora de explicar el valor esperado de las diferencias en el ROA a partir de las estimaciones realizadas para el modelo especificado en (7). La categoría “Otros” engloba el término constante, las dos variables *dummy* (UE y RB) y la tendencia determinista polinómica. La composición y método de cálculo de cada uno de ellos puede observarse en el Anexo 4.

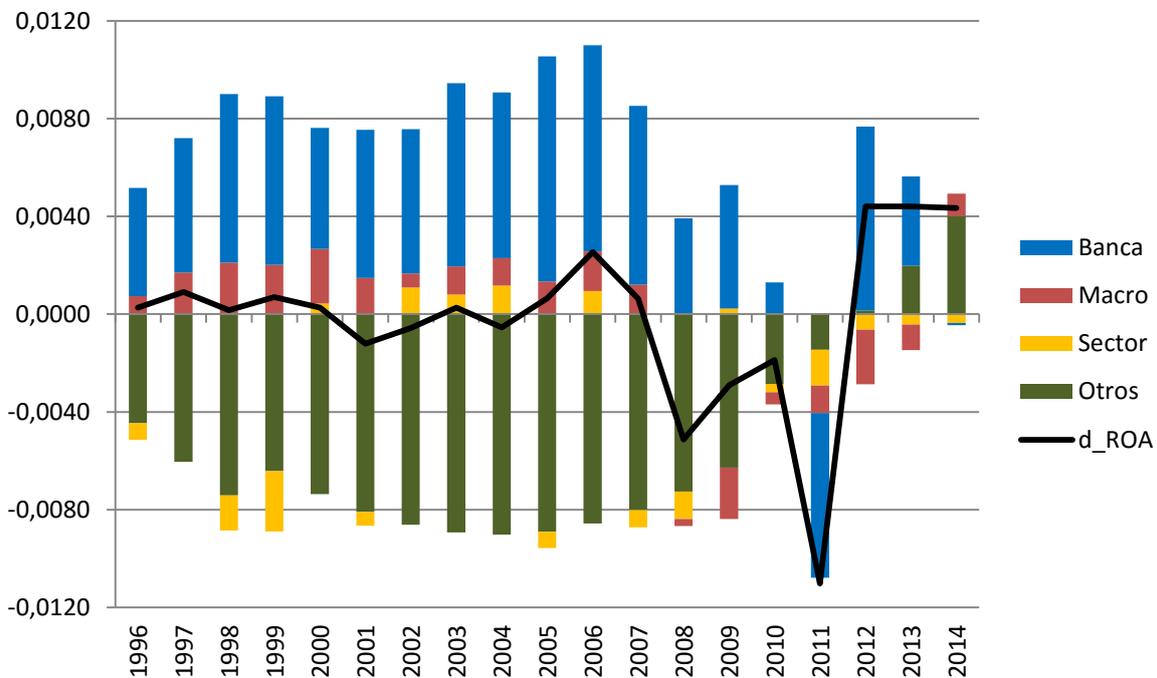


Gráfico 11.- Contribuciones de los factores. Elaboración propia. Periodo 1996 – 2014.

Como se puede apreciar, una parte importante de las diferencias de la variable de rentabilidad vienen explicadas por los factores bancarios. A excepción del año 2011, la evolución del Euríbor y los Créditos han dado lugar a variaciones positivas y de cierta magnitud en el ROA. Por su parte, el peso de los factores macroeconómicos (PIB real e IPC) ha sido cuantitativamente menos relevante, siendo su contribución a la rentabilidad positiva hasta el año 2007, pasando ésta a ser negativa desde la crisis. En lo que respecta a las variables de estructura competitiva, su efecto sobre las variaciones en el ROA ha sido también reducido.

Lo que pone de manifiesto este análisis de las contribuciones y resulta de gran interés es que los bajos e incluso negativos niveles de rentabilidad (ver gráfico 6) que ha experimentado el sector no han sido causados, al menos en el contexto del modelo de regresión estimado, por los 3 tipos factores que la literatura en este campo tiende a identificar como determinantes: banca, macro y sector. En términos cuantitativos, ha

sido la amalgama de elementos agrupados en la categoría denotada por “otros” lo que más ha pesado (negativamente) en los bajos niveles de rentabilidad del sector.

¿Cuál es la interpretación económica que se puede derivar del fuerte peso negativo de este componente? ¿Cómo se justifica su elevada contribución negativa a las diferencias del ROA? Dado que la variable dependiente (primeras diferencias del ROA) no presenta tendencia, los coeficientes estimados de la tendencia y la tendencia al cuadrado ($\widehat{\delta}_1$ y $\widehat{\delta}_2$) no recogen el movimiento creciente o decreciente de la variable de rentabilidad en el tiempo, con lo que su interpretación no es directa ni sencilla. Su inclusión en el modelo se justifica como elemento de control que permite aislar el efecto ceteris paribus de otras variables en términos de desviaciones con respecto a su movimiento de largo plazo.

El modelo de regresión lineal planteado busca explicar la evolución de la rentabilidad en función de unas variables que la literatura y la teoría económica justifican como explicativas. Ahí radica el interés de este estudio, en su identificación y análisis. Pero su capacidad explicativa e interpretación está supeditada a la cláusula ceteris paribus, lo cual exige controlar por aquellos otros factores inobservados que están cambiando en el tiempo y que no vienen recogidos en la especificación del modelo. Si se quiere explicar la evolución de la rentabilidad tiene que tenerse de algún modo en cuenta que las últimas dos décadas han sido un periodo de profundos cambios. El negocio bancario está viviendo una situación de profunda transformación ya que casi todo, incluyendo el fundamento de su propia actividad, está experimentando profundas modificaciones. El negocio tradicional – captación de depósitos y concesión de préstamos – ha ido perdiendo fuelle por el surgimiento de nuevas alternativas de financiación como la emisión de obligaciones o pagarés por parte de las empresas. Esto ha obligado a las entidades de depósito a adaptarse a las transformaciones estructurales del Sistema Financiero, diversificando en productos y mercados, dando un paso más allá de la mera función de intermediación entre prestamistas y prestatarios, etc.

La desregulación financiera que se produjo durante la etapa expansiva y el acceso inmediato a la información financiera merced al desarrollo tecnológico, junto con la integración en un mercado europeo, ha multiplicado el grado de competidores en el sector financiero. La competencia ya no se produce exclusivamente entre entidades de depósito. Aseguradoras o fondos de inversión, entre otros, pueden ofrecer prestaciones antaño reservadas en exclusiva a los bancos. Todo esto, en suma, ha debilitado el negocio bancario y ha estrechado los márgenes.

El peso negativo y significativo de la categoría “Otros” (donde el componente tendencial polinómico es el elemento de mayor magnitud) en esta descomposición de los factores que explican la evolución de $E(d_ROA_i|X)$, donde X hace referencia a todos los regresores del Modelo 2, puede venir explicado por todos estos cambios mencionados que se están produciendo en el modelo de negocio que no vienen recogidos por los regresores bancarios, macroeconómicos ni de sector, pero que sí pueden venir recogidos por el movimiento tendencial polinómico en forma de U estimado.

En resumen, la descomposición de la contribución de los distintos bloques de factores arroja como resultado que los factores bancarios y macroeconómicos pesan

positivamente en el valor esperado de las diferencias de rentabilidad, pero su efecto se ve fuertemente compensado por un movimiento tendencial a la baja que puede justificarse por los cambios que durante el periodo de estudio ha experimentado el Sistema financiero español.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se han expuesto un conjunto de hechos estilizados que han tenido lugar en la economía y sector bancario español durante el periodo objeto de estudio (1995 – 2014) que sirven de contextualización del entorno en el que las entidades de depósito han desarrollado su actividad en las dos últimas décadas. Tras una revisión a la literatura en este campo se ha especificado un modelo de regresión lineal con series temporales en el que la rentabilidad agregada viene explicada por un conjunto de factores: bancarios, macroeconómicos y de estructura de sector, así como variables ficticias que recogen cambios regulatorios. Tras la realización de las transformaciones pertinentes en las series para garantizar la condición de estacionariedad que previene de posibles regresiones espurias, junto con la corrección de un valor atípico en la variable dependiente, se ha procedido a la estimación de un modelo empírico. La selección de las variables que integran cada bloque de factores se ha basado en la teoría económica y la literatura bancaria, de acuerdo con la naturaleza y propósito del estudio.

Los resultados de las estimaciones realizadas indican que tanto la entrada en el euro en el año 1999 (UE) como la reestructuración bancaria y proceso de saneamiento del sector emprendido en el año 2010 (RB) supusieron sendos incrementos en el valor esperado de la rentabilidad agregada, según en el modelo de regresión planteado. En relación a los factores bancarios, se obtiene que el ROA del sector varía en el mismo sentido que los créditos, como cabría esperar. Pese al surgimiento de nuevas alternativas de financiación, los créditos han sido la principal fuente de ingresos de las entidades de depósito, especialmente durante el boom inmobiliario. En lo que respecta al tipo interbancario de referencia, se evidencia una relación negativa entre el Euríbor y la rentabilidad del sector. Dado que es una referencia para la fijación de los tipos de los créditos, y en un contexto de fuerte competencia por la captación de clientes, las variaciones positivas (negativas) en el Euríbor reducen (incrementan) el margen bancario. La introducción de una variable de interacción entre el Euríbor y la dummy RB pone de manifiesto una mayor sensibilidad del margen al tipo interbancario a partir del año 2010.

El análisis de los efectos de los factores macroeconómicos sobre la rentabilidad bancaria revela que ésta es claramente procíclica. Ante cualquier desviación de la producción agregada en relación a su movimiento de largo plazo la rentabilidad bancaria responde en el mismo sentido. En lo que respecta al nivel de precios, bajo la hipótesis de expectativas adaptativas se tiene que cualquier proceso inflacionista sirve como señal al mercado de la existencia de una demanda insatisfecha que genera expectativas de negocio para las empresas, lo que incrementa la inversión y la necesidad de financiación. La conclusión fundamental que se obtiene es que la

demanda de productos financieros es una demanda derivada de la coyuntura económica y es muy sensible a ésta.

En el contexto del modelo de regresión planteado, se ha justificado a partir de la estimación de un modelo VAR y del concepto de causalidad en el sentido de Granger la exogeneidad estricta de las dos variables empleadas como indicadores de estructura competitiva del sector, lo cual garantiza buenas propiedades de los estimadores en muestras finitas. El índice C5 y el número de entidades determinan exógenamente el ROA del sector, estableciéndose una relación de causalidad en un único sentido. Los resultados obtenidos muestran que un mayor nivel de concentración y un mayor número de competidores reducen la rentabilidad agregada. Dado el debate existente en la literatura entre el paradigma Estructura-Conducta-Resultados y la hipótesis de eficiencia, es preciso señalar que la exogeneidad estricta de estos regresores no supone un posicionamiento en favor de la postura ECR. En primer lugar, el indicador de concentración empleado difícilmente puede interpretarse como un proxy del poder de mercado. En segundo lugar, el signo negativo del coeficiente estimado para la tasa de crecimiento del índice C5 contradice precisamente la hipótesis básica de ECR. El crecimiento de la concentración que se produjo en el sector bancario tras la crisis no dio lugar a la generación de rentas extraordinarias por medio de comportamientos colusivos, sino que constituyó un mecanismo de supervivencia a través de la ganancia de dimensión como respuesta a una situación de problemas de solvencia, liquidez y desajustes de balance, que no de rentabilidad.

La descomposición de las contribuciones de cada bloque de variables al valor esperado predicho del ROA en diferencias arrojan como principal resultado que los factores macroeconómicos y bancarios han contribuido positivamente a las variaciones de rentabilidad, siendo reducido el peso de los factores de estructura del sector. Sin embargo, existen factores temporales –capturados en la tendencia polinómica especificada en el modelo de regresión – que han actuado como contrapeso. Existe una inercia a la baja no capturada por los factores bancarios, macro ni de sector que puede venir explicada por los cambios que se vienen produciendo en el modelo de negocio, la entrada de nuevos competidores no bancarios y el surgimiento de nuevas alternativas de financiación.

El modelo empírico de regresión planteado cumple las hipótesis básicas establecidas en el Teorema de Gauss-Markov para las buenas propiedades de los estimadores en muestras finitas. Los diferentes contrastes realizados indican que los residuos son homocedásticos, están incorrelados serialmente, se distribuyen normalmente y tienen estructura de ruido blanco gaussiano. Asimismo, las variables consideradas cumplen la condición de exogeneidad estricta, eludiendo así un problema de endogeneidad.

Una línea de investigación futura consistiría en el análisis de la rentabilidad bancaria en España bajo el marco teórico seguido en este trabajo pero desde un enfoque desagregado, empleando información de cada entidad. Por medio de una adecuada modelización con datos de panel se podría medir el efecto de factores específicos de cada entidad de depósito sobre su rentabilidad, con el fin de ahondar en el conocimiento de las particularidades que caracterizan el sector bancario español.

Asimismo, también resultaría de interés la identificación de posibles relaciones de equilibrio a largo plazo entre resultados bancarios y los factores macroeconómicos.

AGRADECIMIENTOS

El autor agradece tanto a Doña Diana Posada Restrepo³⁷ como a sus tutores los comentarios realizados durante la elaboración de este trabajo.

³⁷ Directora de Coyuntura Económica de Liberbank (Oviedo) en el área de Banking Analytics.

BIBLIOGRAFÍA

Arellano, M. y García Villar, J. (1983). *Causalidad y exogeneidad en Econometría*. Cuadernos económicos del ICE, 24. Pages 81 – 102.

Asociación Española de Banca [AEBANCA] (2015). Estados financieros públicos. Balances públicos individuales. Periodo 2006 – 2014. [En línea]. [Consultado por última vez el 18 de Septiembre de 2015]. Disponible en: <http://www.aebanca.es/es/EstadosFinancieros/index.htm>

Akaike, H. (1974). *Information theory and an extension of the Maximum likelihood principle*. 2nd Inter. Symp. on Information Theory, Vol. 1. Pages 610-624. Springer-Verlag.

Albertazzi, U. y Gambacorta, L. (2009). *Bank profitability and the business cycle*. Journal of Financial Stability, vol. 5. Pages 393-409.

Arias, J.C y Scott, J.W. (2011). *Banking profitability determinants*. Business Intelligence Journal, vol.4, nº 2. Pages 209 – 230.

Athanasoglou, P.P, Brissimis, S.N y Delis, M.D (2006). *Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability*. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, vol. 18. Pages 121-136.

Athanasoglou, P.P, Delis, M.D y Staikouras, C.K (2006). *Determinants of bank profitability in the south Eastern European Region*. Bank of Greece, Working Paper nº 47. Pages 5 – 36.

Banco de España [BdE] (2016). Madrid, Estadísticas, Boletín Estadístico. Capítulos 1, 2, 4, 19 y 25. [En línea]. [Consultado por última vez el 27 de Junio de 2016]. Disponible en: <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/bolest.html>

BBVA Research (2015). Situación Banca. Febrero 2015. Unidad de sistemas financieros. Disponible en: <https://www.bbvarsearch.com/wp-content/uploads/2015/02/Situacion-Banca-Febrero-20151.pdf>

Berger, A.N., (1995). *The profit-structure relationship in banking: tests of market-power and efficient-structure hypotheses*. Journal of Money, Credit and Banking, vol. 27. Pages 404 – 431.

Berger, A.N., Bonime, S.D, Covitz, D.M. y Hancock, D. (1999). *Why are bank profits so persistent? The roles of product market competition, informational opacity and regional/macro-economic shocks*. Journal of Banking and Finance. Vol. 24. Pages 1203 –1235.

Bikker, J.A. y Hu. H. (2002). *Cyclical patterns in profits, provisioning and lending of banks, and procyclicality of the new Basel capital requirements.* BNL Quarterly Review, vol. 221. Pages 143 – 175.

Bolt, W., de Haan, L., Hoeberichts, M., van Oordt, M.R.C. y Swank, J. (2012). *Bank profitability during recessions.* Journal of Banking and Finance, vol. 36. Pages 2552-2564.

Bourke, P. (1989). *Concentration and other determinants of Bank profitability in Europe, North America and Australia.* Journal of Banking and Finance, vol. 13. Pages 65-79.

Box, G. E. y G. M. Jenkins (1976). *Time Series Analysis: Forecasting and Control.* San Francisco: Holden-Day. Revised Edition.

Breusch, T. y Pagan, A. (1979). *A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation.* Econometrica, vol.47. Pages 1287 – 1294.

Calvo, A, Parejo, J.A, Rodríguez, L. y Cuervo, A. (2014). *Manual del Sistema Financiero Español.* 25ª Edición. Ariel, Economía y Empresa. Capítulos 2 y 6.

Comisión Nacional del Mercado de Valores [CNMV] (2015). Informes auditoría Cuentas Cajas de Ahorro. Período 1995-1999. [En línea]. [Consultado por última vez el 23 de Septiembre de 2015]. Disponible en: <http://www.cnmv.es/>

Confederación Española de Cajas de Ahorro [CECA] (2015). Estados financieros del sector. Balances públicos individuales. Periodo 2002-2014. [En línea]. [Consultado por última vez el 23 de Septiembre de 2015]. Disponible en: <http://www.ceca.es/>

Demirguc-Kunt, A. y Huizinga, H. (1998). *Determinants of commercial bank interest margins and profitability: some international evidence.* World Bank Economic Review, vol. 13. Pages 379 – 408.

Demirgüc-Kunt, A., y Huizinga, H. (2000). *Financial structure and bank profitability.* Policy Research Working Paper Series 2430. The World Bank. Pages 1 – 23.

Demirgüc-Kunt, A. y Huizinga, H. (2010). *Bank Activity and Funding Strategies: The Impact on Risk and Returns.* Journal of Financial Economics, vol. 98. Pages 626-650.

Dickey, D. A. (1976). *Estimation and hypothesis testing in Nonstationary Time Series.* PH. D. dissertation, Iowa State University, Ames.

Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1979). *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root.* Journal of the American Statistical Association, vol. 74. Pages 427-431.

Dickey, D.A y Pantula, S.G (1987). *Determining the order of differencing in autorregressive processes.* Journal of Business and Economic Statistics, vol. 5. Pages 455-461.

Dietrich, A. y Wanzenried, G. (2011). *Determinants of bank profitability before and during the crisis: evidence from Switzerland.* Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, vol. 21. Pages 307-327.

Dixon, W.J. (1950). *Analysis of extreme values.* The Annals of Mathematical Statistics, vol. 21, nº 4. Pages 488-506.

Durbin, J. y Watson, G.S. (1951). *Testing for serial correlation in Least Squares Regression.* Biometrika, vol. 38, Issue 1. Pages 159-171.

Elliott, G.,Rothenberg, T. J. and J. H. Stock (1996). *Efficient tests for an autoregressive unit root.* Econometrica, vol. 64, nº4. Pages 813 – 836.

Fuller, W.A. (1976). *Introduction to Statistical Time Series.* Second Edition, Wiley, New York.

Gallastegui Fernández, A. (2005). *Econometría.* Pearson, Prentice Hall. Madrid (España).

Goddard, J., Molyneux, P y Wilson, J. (2004). *Dynamics of growth and profitability in banking.* Journal of Money Credit and Banking, vol. 36. Pages 1069-1090.

Godfrey, L. (1978). *Testing for multiplicative heteroscedasticity.* Journal of Econometrics, vol. 8. Pages 227-236.

Greene, W.H. (1999). *Análisis Económico.* Prentice Hall, tercera edición. Cap 6.

Granger, C.W.J. (1969). *Investigation causal relations by econometric models and cross-spectra methods.* Econometrica, vol. 36. Pages 150-161.

Granger, C.W.J. y Newbold, P. (1974). *Spurious Regression in econometrics.* Journal of Econometrics, vol.2. Pages 111-120.

Hansen, L.P. y Sargent, T.J. (1980). *Formulating and estimating dynamic lineal rational expectations models.* Journal of Economic Dynamics and control, vol. 2. Pages 7 – 46.

Hoffman, M. y Sorensen, B.E. (2015). *Small firms and domestic bank dependence in Europe's Great Recession.* European Commission, European Economy Discussion Paper nº 012. Pages 5 – 35.

Hosoya, Y. (1977). *On the Granger condition for non-causality.* Econometrica, vol. 45. Pages 1735 – 1736.

Instituto Nacional de Estadística (INE) (2015).

“Índices de Precios de consumo y vivienda” [en línea].

[Consultado el 4 de septiembre de 2015].

“Contabilidad Nacional de España (PIB, Consumo, FBKF y Sector exterior) [en línea].

[Consultado el 9 de noviembre de 2015].

“Estadísticas financieras y monetarias, tipos de interés (Euríbor) [en línea].

[Consultado el 11 de noviembre de 2015].

Justel, A., Peña, D. y Sánchez, M.J. (1994). *Grupos de atípicos en modelos econométricos*. Documento de trabajo 94/04. Serie de Estadística y econometría Universidad Carlos III de Madrid.

Köhler, M. (2012). *Which banks are more risky? The impact of loan growth and business model on bank risk-taking*. Deutsche Bundesbank Discussion Paper nº 33/2012. Pages 1 – 42.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*. Journal of econometrics, vol. 54. Pages 159-178.

Laeven, L. y Levine, R. (2009). *Bank governance, regulation and risk-taking*. Journal of Financial Economics, vol. 93, nº 2. Pages 259-275.

Lütkepohl, H. (1991). *Introduction to multiple time series analysis*. Springer-Verlag (Berlín). Caps 2 – 8.

MacKinnon, J. G. (1991). *Critical Values for Cointegration Tests*. R.F. Engle and C.W.J. Granger 8 (ds.). Long-run Economic Relationships, Oxford, Oxford University Press.

MacKinnon, J.G (1996). *Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests*. Journal of Applied Econometrics, vol. 11, nº 6. Pages 601-618.

Molyneux, P. y Thornton, J. (1992). *Determinants of European bank profitability: a note*. Journal of Banking and Finance, vol. 16. Pages 1173-1178.

Nelson, C.R y Plosser, C.I (1982). *Trends and random walks in macroeconomic time series*. Journal of Monetary Economics, vol. 10. Pages 139-62.

Newey, W.K y West, K. (1987). *A simple positive semi-definite heterocedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix*. Econometrica, vol.55. Pages 703-708.

Pierce, D.A y Haugh, L.D (1977). *Causality in temporal systems. Characterization and a survey*. Journal of Econometrics, vol. 5. Pages 265 – 293.

Roy, A.D. (1952). *Safety first and the holding of assets*. Econometrica, vol. 20. Pages 431 – 449.

Short, B.K (1979). *The relation between commercial bank profit rates and banking concentration in Canada, Western Europe and Japan.* Journal of Banking and Finance, vol. 3. Pages 209-219.

Sims, C.A. (1980). *Macroeconomics and reality.* Econometrica, vol. 48, nº 1. Pages 1-48.

Smirlock, M. (1985). *Evidence on the (non) relationship between concentration and profitability in banking.* Journal of Money, Credit and Banking, vol. 17. Pages 69-83.

Staikouras, C.K, y Wood, G.E. (2004). *The determinants of European bank profitability.* International Business and Economic Research Journal, vol. 3, nº 6. Pages 57-68.

Stiglitz, J.E. (2006). *El malestar en la globalización.* Traducción de C. Rodríguez Braun del original *Globalization and its discontents.* Editorial Punto de Lectura. Cap 4.

Stock, J.H y Watson, M.W. (2001). *Vector autoregressions.* Journal of Economic Perspectives, vol.15, nº4. Pages 101 – 115.

Thorsten Beck, Demirgüç-Kunt, A. y Levine, R. (2005). *Bank concentration, competition and crises: first results.* Journal of Banking and Finance, vol. 30, Issue 5. Pages 1581- 1603.

Tukey, J.W (1977). *Exploratory Data Analysis.* Addison-Wesley.

Zurita, J. (2014). *Análisis de la concentración y la competencia en el sector bancario.* Documento de trabajo nº 14/23. Banco BBVA. Madrid.

Zurita, J. (2014). *La reforma del sector bancario español hasta la recuperación de los flujos de crédito.* Documento de trabajo nº 14/12. Banco BBVA. Madrid.

ANEXO 1.- Clasificación entidades de depósito por cuota de mercado.

Año	1	2	3	4	5	C5
1995	BBV (0,0879)	Banco Central Hispano (0,0803)	Banco Santander (0,0704)	La Caixa (0,0669)	Banco Exterior de España (0,0520)	0,3575
1996	BBV (0,0972)	Banco Central Hispano (0,0829)	Banco Santander (0,0798)	La Caixa (0,0693)	Banco Español de Crédito (0,0430)	0,3721
1997	BBV (0,1027)	Banco Santander (0,0917)	Banco Central Hispano (0,0759)	La Caixa (0,0637)	Banco Exterior de España (0,0428)	0,3768
1998	BBV (0,1021)	Banco Santander (0,0851)	Banco Central Hispano (0,0821)	Corporación Bancaria Española (Argentería) (0,0717)	La Caixa (0,0661)	0,4070
1999	Santander (0,1604)	BBV (0,1099)	Corporación Bancaria Española (Argentería) (0,0745)	La Caixa (0,0673)	Caja de Ahorros y MP de Madrid (0,0513)	0,4633
2000	BBVA (0,1798)	Santander (0,1600)	La Caixa (0,0689)	Caja de Ahorros y MP de Madrid (0,0574)	Banco Español de Crédito (0,436)	0,5096
2001	BBVA (0,1614)	Santander (0,1515)	La Caixa (0,0666)	Caja de Ahorros y MP de Madrid (0,0550)	Banco Español de Crédito (0,0411)	0,4755
2002	BBVA (0,1461)	Santander (0,1392)	La Caixa (0,0744)	Caja de Ahorros y MP de Madrid (0,0545)	Banco Español de Crédito (0,0407)	0,4548
2003	BBVA (0,1412)	Santander (0,1373)	La Caixa (0,0757)	Caja de Ahorros y MP de Madrid (0,0521)	Banco Español de Crédito (0,0419)	0,4481
2004	BBVA (0,1381)	Santander (0,1226)	La Caixa (0,0763)	Caja de Ahorros y MP de Madrid (0,0515)	Banco Español de Crédito (0,0441)	0,4327
2005	Santander (0,1363)	BBVA (0,1350)	La Caixa (0,0754)	Caja de Ahorros y MP de Madrid (0,0532)	Banco Español de Crédito (0,0432)	0,4431
2006	BBVA (0,1240)	Santander (0,1176)	La Caixa (0,0795)	Caja de Ahorros y MP de Madrid (0,0558)	Banco Español de Crédito (0,0453)	0,4223

Año	1	2	3	4	5	C5
2007	Santander (0,1281)	BBVA (0,1251)	La Caixa (0,0794)	Caja de Ahorros y MP de Madrid (0,0553)	Banco Español de Crédito (0,0410)	0,4289
2008	Santander (0,1406)	BBVA (0,1266)	La Caixa (0,0782)	Caja de Ahorros y MP de Madrid (0,0575)	Banco Español de Crédito (0,0398)	0,4427
2009	Santander (0,1332)	BBVA (0,1255)	La Caixa (0,0809)	Caja de Ahorros y MP de Madrid (0,0607)	Banco Popular (0,0412)	0,4415
2010	Santander (0,1376)	BBVA (0,1257)	La Caixa (0,0865)	Caja de Ahorros y MP de Madrid (0,0598)	Banco Popular (0,0417)	0,4513
2011	Santander (0,1434)	BBVA (0,1265)	Bankia (0,0918)	Caixabank (0,0813)	Banco Popular (0,0399)	0,4830
2012	Santander (0,1461)	BBVA (0,1230)	Caixabank (0,1031)	Bankia (0,0858)	Banco Sabadell (0,0485)	0,5064
2013	Santander (0,1597)	BBVA (0,1346)	Caixabank (0,1130)	Bankia (0,0857)	Banco Sabadell (0,0549)	0,5479
2014	Santander (0,1788)	BBVA (0,1453)	Caixabank (0,1127)	Bankia (0,0830)	Banco Sabadell (0,0576)	0,5773

Tabla 9.- Clasificación entidades de depósito por cuota de mercado (entre paréntesis la cuota de cada entidad). Índice C5.

Fuente: Elaboración propia a partir de balances públicos AEBANCA, CECA y CNMV a 31 de Diciembre.

ANEXO 2.- Principales fusiones en el proceso de reestructuración de las Cajas de Ahorro.

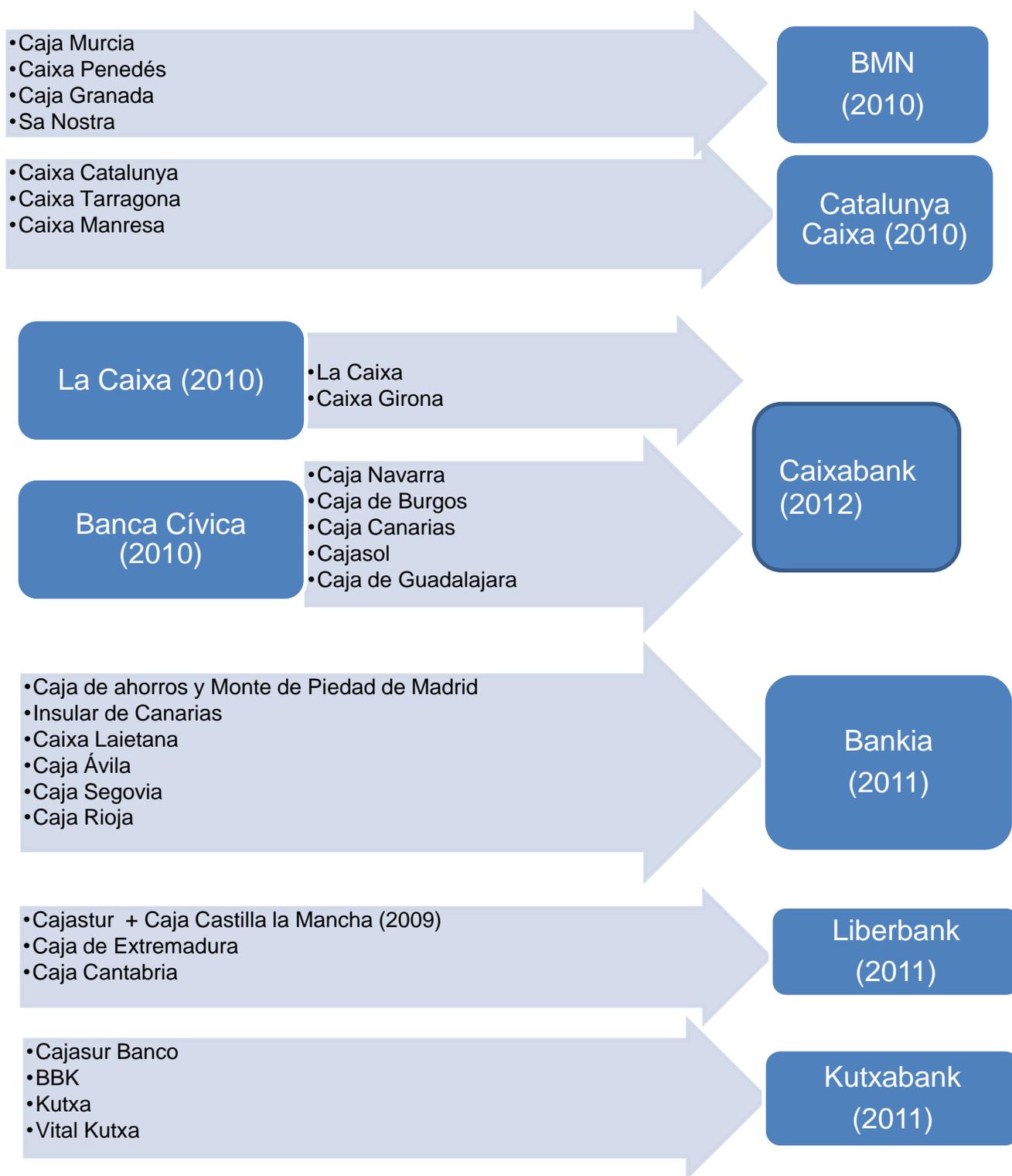


Figura 3.- Principales fusiones: el proceso de reestructuración de las Cajas de Ahorro.
Fuente: elaboración propia.

ANEXO 3.- Intervención en variable ROA: corrección de valor atípico año 2012.

Modelo a estimar: $\Delta ROA_t = \varphi * \Delta \text{Atípico} + v_t$

Estimaciones MCO: $\Delta \overline{ROA}_t = -0,0322 * \Delta \text{Atípico}$ (0,0025)	Estadístico t= - 12,80
T=19;	$\overline{R^2}=0,9011$;
	F(1,18)= 163,97;
	$\hat{\sigma}= 0,0035$

$\hat{v} = \Delta ROA_t - \Delta \overline{ROA}_t$;

$ROA_{i_t} = ROA_{i_{t-1}} + \hat{v}$

Periodo	ROA	ROA_i
1995	0,0105	0,0105
1996	0,0108	0,0108
1997	0,0117	0,0117
1998	0,0118	0,0118
1999	0,0119	0,0119
2000	0,0122	0,0122
2001	0,0110	0,0110
2002	0,0104	0,0104
2003	0,0106	0,0106
2004	0,0101	0,0101
2005	0,0107	0,0107
2006	0,0133	0,0133
2007	0,0139	0,0139
2008	0,0088	0,0088
2009	0,0059	0,0059
2010	0,0040	0,0040
2011	-0,0070	-0,0070
2012	-0,0348	-0,0026
2013	0,0018	0,0018
2014	0,0061	0,0061

Tabla 10.- Valores ROA original e intervenido.

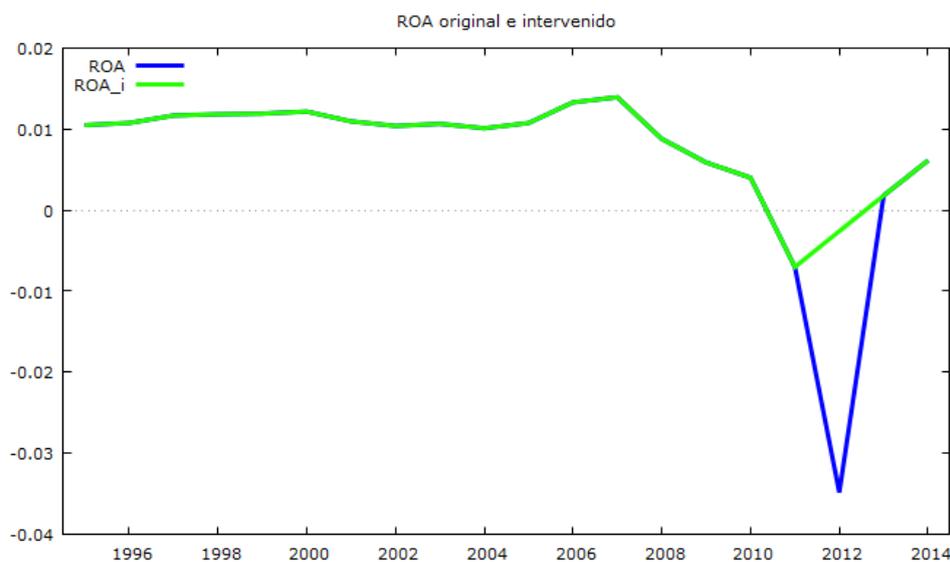


Gráfico 12.- ROA original e intervenido. Periodo 1995 – 2014.

ANEXO 4.- Contribuciones de los factores. Composición y método de cálculo.

Año	Banca	Macro	Sector	Otros	Residuo	d_ROA
1996	0,0044	0,0007	-0,0007	-0,0045	0,0002	0,0003
1997	0,0055	0,0017	0,0000	-0,0060	-0,0002	0,0009
1998	0,0069	0,0021	-0,0014	-0,0074	0,0000	0,0002
1999	0,0069	0,0020	-0,0025	-0,0064	0,0000	0,0007
2000	0,0049	0,0022	0,0004	-0,0074	0,0000	0,0003
2001	0,0061	0,0015	-0,0005	-0,0081	-0,0001	-0,0012
2002	0,0059	0,0006	0,0011	-0,0086	0,0005	-0,0006
2003	0,0075	0,0011	0,0008	-0,0089	-0,0003	0,0003
2004	0,0068	0,0011	0,0012	-0,0090	-0,0006	-0,0005
2005	0,0092	0,0013	-0,0007	-0,0089	-0,0003	0,0006
2006	0,0084	0,0016	0,0009	-0,0086	0,0001	0,0025
2007	0,0073	0,0012	-0,0007	-0,0080	0,0008	0,0006
2008	0,0039	-0,0003	-0,0011	-0,0073	-0,0004	-0,0051
2009	0,0051	-0,0021	0,0002	-0,0063	0,0002	-0,0029
2010	0,0013	-0,0005	-0,0003	-0,0029	0,0005	-0,0019
2011	-0,0067	-0,0011	-0,0015	-0,0015	-0,0002	-0,0110
2012	0,0075	-0,0022	-0,0006	0,0002	-0,0004	0,0044
2013	0,0037	-0,0011	-0,0004	0,0020	0,0002	0,0044
2014	-0,0001	0,0009	-0,0004	0,0040	-0,0001	0,0043

Tabla 11.- Contribuciones de cada factor sobre E (d_ROA_i|X) según Modelo 2.

donde:

$$\text{Banca} = \widehat{\beta}_1 * d_I_Crédito_OSR + \widehat{\beta}_2 * d_I_Euribor + \widehat{\beta}_3 * d_I_Euribor * RB$$

$$\text{Macro} = \widehat{\gamma}_1 * d_I_PIBr + \widehat{\gamma}_2 * d_I_IPC$$

$$\text{Sector} = \widehat{\theta}_1 * d_I_C5 + \widehat{\theta}_2 * d_I_Entidades$$

$$\text{Otros} = \widehat{\alpha} + \widehat{\varphi}_1 * UE + \widehat{\varphi}_2 * RB + \widehat{\delta}_1 * t + \widehat{\delta}_2 * t^2$$

$$E(d_ROA_i|X) = d_ROA_i = \text{Banca} + \text{Macro} + \text{Sector} + \text{Otros}.$$

$$\text{Residuo} = \widehat{u} = d_ROA_i - E(d_ROA_i|X)$$