



REVISTA DE CONTABILIDAD

SPANISH ACCOUNTING REVIEW

revistas.um.es/rcsar



La contabilidad de los bancos como herramienta de estabilidad financiera y los conflictos de interés: un análisis comparado entre los bancos y las cajas de ahorro españolas

Natividad Cervera^a, Begoña Giner^a, Araceli Mora^{a, b}

^a) Facultad de Economía, Universidad de Valencia, Valencia-ESPAÑA.

^bCorresponding author.

E-mail address: Araceli.Mora@uv.es

ARTICLE INFO

Article history:
Received 05 May 2022
Accepted 25 September 2024
Available online 03 July 2025

Códigos JEL:
G21
G28
G34
M41
M48

Palabras clave:
Crisis financiera
Deterioro crediticio
Provisión dinámica
Contabilidad bancaria
Banco de España
Bancos
Cajas de ahorro

JEL classification:
G21
G28
G34
M41
M48

Keywords:
Financial crisis
Credit deterioration
Dynamic provisioning
Bank accounting
Bank of Spain
Banks
Savings banks

RESUMEN

Este estudio argumenta, ilustra y reflexiona sobre las posibles consecuencias no deseadas de dos características en auge en el proceso de normalización contable europeo, el objetivo de estabilidad financiera y la creciente interferencia política. Tras analizar la literatura contable, ilustramos los argumentos con el caso del sector financiero español en la crisis financiera del periodo 2008-2011, en el que se utilizó un modelo contable de deterioros de préstamos de naturaleza prudencial (la llamada provisión dinámica española). Mediante una metodología de simulación y un modelo multivariante aplicado a una muestra de cajas y bancos, concluimos que la aplicación del modelo prudencial interfirió con el objetivo de relevancia informativa, y que dicho efecto fue mayor en las entidades con normalmente mayor influencia política, las cajas de ahorro. Nuestras reflexiones contribuyen al debate actual sobre los riesgos del uso de la contabilidad como herramienta para alcanzar fines distintos a la utilidad informativa.

©2025 ASEPUC. Published by EDITUM - Universidad de Murcia. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Bank accounting as a tool for financial stability and conflicts of interest: A comparative analysis of the Spanish banks and saving banks

ABSTRACT

This study argues, illustrates and reflects on the possible unintended consequences of two growing features of the European accounting standardisation process, the objective of financial stability and the increasing political interference. After analysing the accounting literature, we illustrate the arguments with the case of the Spanish financial sector in the financial crisis period, 2008-2011, in which a prudential loan impairment accounting model (the so-called Spanish dynamic provision) was used. Using a simulation methodology and a multivariate model applied to a sample of savings banks and banks, we conclude that the application of the prudential model interfered with the information relevance objective, and that this effect was greater in the institutions with normally greater political influence, the savings banks. Our reflections contribute to the current debate on the risks of using accounting as a tool to achieve purposes other than informational usefulness.

©2025 ASEPUC. Publicado por EDITUM - Universidad de Murcia. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

"Accounting standards aim to describe economic reality as faithfully and neutrally as possible. In other words, they should portray economic reality rather than shape it. This seems obvious to us, but not everybody agrees with this view".

Hans Hoogervorst (Presidente del IASB) y Michel Prada (Presidente del IFRS Foundation), 2015.

<https://www.doi.org/10.6018/rcsar.523501>

©2025 ASEPUC. Published by EDITUM - Universidad de Murcia. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

1. Introducción

Tras la crisis financiera que se inició en 2008-2009 han tenido lugar dos cambios importantes en la regulación contable internacional: una mayor prevalencia del objetivo de estabilidad financiera y una mayor influencia política en el proceso regulador. Así, frente al posicionamiento cuando se decidió la adopción de las Normas Internacionales de Información Financiera (NIIF) en la Unión Europea (UE) a principios de este siglo, en 2015 la Comisión Europea (CE) concluyó que el término “bien público” en el ámbito de la regulación contable “puede entenderse que abarca amplias consideraciones económicas y de estabilidad financiera” (CE, 2015), y parece que este último objetivo, la estabilidad financiera, ha ganado importancia sobre el tradicional objetivo de la utilidad para la toma de decisiones de inversión (Pelger, 2016; Hossfeld y Muller-Lagarde, 2018; Hossfeld et al., 2020), que subyacía a la interpretación cuando se adoptaron las NIIF. Por otro lado, se han producido cambios institucionales encaminados a aumentar el nivel de influencia política en el proceso de adopción¹ en la Unión Europea (UE) de las NIIF (Mora, 2018; Van Mourik y Walton, 2018), algo no exento de debate (Alexander y Eberhartinger, 2010; Burlaud y Colasse, 2011; Camfferman y Zeff, 2015), pero que ha culminado con una mayor influencia de la CE y de otras instituciones nacionales de carácter político en el propio desarrollo de las NIIF.

Uno de los temas contables de mayor interés, tanto para los reguladores y supervisores bancarios como para los políticos, es el tratamiento contable del deterioro de los préstamos en el sector financiero. Sin duda alguna, este sector es vital para la economía y para la estabilidad financiera, y por ello su contabilidad ha sido siempre un foco de atención, ya que, como señala Zeff (2012), en la mayoría de los casos el objetivo de información relevante para la toma de decisiones y el de estabilidad financiera no sólo difieren, sino que se contradicen. Adicionalmente, es un hecho que los políticos tienen gran interés en la información contable y en su uso como herramienta para alcanzar fines concretos. Dada la importancia del sector financiero para la economía global, los políticos podrían tener incentivos específicos para intervenir en la información financiera de los bancos (García Osma et al., 2019), y sus objetivos no están exentos de motivaciones interesadas (Giner y Mora, 2021). También la influencia de los reguladores y supervisores bancarios, así como de los políticos², en la normativa contable se puede observar en el cambio normativo que se produjo tras la crisis financiera, al pasar del modelo de pérdidas por deterioro de la Norma Internacional de Contabilidad (NIC) 39 al de la NIIF 9. En efecto, el nuevo modelo se caracteriza por adelantar el reconocimiento de pérdidas, lo que es más acorde con el objetivo de estabilidad financiera.

En el contexto histórico que abarca desde la publicación del Reglamento 1606/2002, que conllevó la introducción obligatoria de las NIIF en la UE, hasta ese cambio de paradigma en la normativa internacional, que introdujo el objetivo de la estabilidad financiera como subrogado del interés público, el Banco de España (BdE) emitió la Circular 4/2004, que según establece en su preámbulo, adaptaba la normativa

contable de los bancos a las NIIF. En efecto, a partir de 2005 (2007 en caso de títulos de deuda), las cuentas consolidadas de los grupos cotizados tuvieron que elaborarse según NIIF, lo que explica la necesidad de la nueva normativa, pero el BdE no solo introdujo cambios que afectaban a las cuentas individuales, sino que reguló también mediante esa circular las cuentas consolidadas. Así, durante los años 2000-2016, se mantuvo un modelo contable de reconocimiento de deterioros de préstamos de carácter anticíclico, netamente prudencial, conocido como la “provisión dinámica”, y que no se adaptaba a lo requerido por la NIC 39 en vigor desde 2005, por lo que la información de los bancos españoles no era comparable a la del resto de bancos europeos. El argumento que defendió el BdE era que el reconocimiento contable del deterioro de los créditos basado en este modelo era idóneo desde la perspectiva de la estabilidad financiera. Sin embargo, este incumplimiento normativo no tuvo consecuencias ni desde el punto de vista de los auditores, ni del regulador encargado de velar por su cumplimiento, la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV) (Giner y Mora, 2021).

Poco después de la adopción de las NIIF la crisis financiera dió sus primeras señales. El sistema financiero español pareció acusar con cierto retraso los efectos de esta crisis global. De hecho, en 2008-2009, cuando la crisis estaba en pleno auge en Europa, las cuentas publicadas por las entidades financieras españolas mostraban una sorprendente estabilidad (Carbó y Maudos, 2011), por lo que su solvencia parecía más que garantizada. Entre las razones argumentadas para justificar esta aparente estabilidad, el propio BdE se refirió a la utilización de la “provisión dinámica” como modelo contable (BdE, 2009). Sin embargo, los acontecimientos posteriores evidenciaron que la realidad era bien distinta. Por otra parte, conviene tener en cuenta que cuando estalló la crisis, prácticamente la mitad del sistema financiero español estaba constituido por cajas de ahorro, cuyas características específicas de estructura de propiedad y gobierno corporativo les hace más vulnerables a la influencia política. Precisamente fueron estas entidades las que, tras gozar también de una aparente estabilidad en 2010 (Sevilla Jiménez et al., 2017), fueron el objetivo fundamental del rescate del sector financiero español por parte de la CE solicitado por el gobierno español en 2012, que se hizo efectivo en 2013.

El objetivo de este trabajo es, en primer lugar, poner de relieve que la normativa contable basada en el objetivo de estabilidad financiera puede entrar en conflicto con el objetivo de relevancia informativa, y, en segundo lugar, que la interferencia política puede incidir negativamente en la consecución de ambos objetivos, el de estabilidad y el informativo. Para ello consideramos un contexto único, el español, y argumentamos que el modelo de provisión dinámica retrasó el reconocimiento de pérdidas en las cuentas de los bancos españoles, por lo que, en comparación con los resultados de las entidades del resto de Europa, que usaban el modelo de la NIC 39, ofrecían una mejor imagen de aparente estabilidad, lo que probablemente hizo que no se tomaran medidas a tiempo. Asimismo, argumentamos que, en los casos de mayor interferencia política, lo que, en general caracterizaba a las cajas de ahorro, se gestionó la provisión dinámica, alisando en mayor medida el resultado contable, lo que retrasó todavía más el reflejo de una situación que culminó con la desaparición de la práctica totalidad de las cajas, siendo éstas las destinatarias de la mayor parte del rescate bancario español por parte de la UE.

Utilizamos una muestra de entidades financieras españolas en el periodo 2001-2011 durante el que se empleó un modelo de provisión anticíclico, que permitió el alisamiento

¹A raíz del informe Maystadt (2013), se modificaron la estructura de gobierno y los procedimientos internos del EFRAG, institución que tiene entre sus cometidos aconsejar a la CE sobre la adopción de las NIIF (el *endorsement*).

²En 2009, el G20 y el *Financial Stability Board* (FSB) predecesor del *Financial Stability Forum* (entre otros) presionaron al *Financial Accounting Standards Board* (FASB) y al *International Accounting Standards Board* (IASB) para que desarrollaran nuevos modelos de deterioro que consideraran información prospectiva (Giner y Mora, 2019).

del resultado contable. Mediante una metodología de simulación determinamos cuál hubiera sido el resultado contable en el caso de haber seguido la NIC 39. Adicionalmente, realizamos un análisis de regresión multivariante para contrastar si hubo diferencias en la aplicación de la provisión dinámica entre las cajas de ahorro y los bancos, lo que nos permite ilustrar el posible efecto adicional de la interferencia política. Los resultados de este análisis revelan que, si se hubiera seguido la NIC 39, previsiblemente se hubieran evidenciado los problemas con anterioridad, y son compatibles con la hipótesis de que el modelo contable de la provisión dinámica interfirió con el objetivo informativo de facilitar la predicción y la comparabilidad. Adicionalmente, nuestra evidencia es coherente con el argumento de que las entidades con mayor interferencia política, las cajas de ahorro, tuvieron un mayor nivel de alisamiento del resultado que los bancos, lo que permitió ocultar su peor situación.

Las contribuciones de este trabajo son diversas. En primer lugar, contribuimos al debate sobre las repercusiones de utilizar un modelo anticíclico como el de la provisión dinámica desde la perspectiva informativa. En la literatura se ha abordado este tipo de análisis, aunque desde la perspectiva inversa, es decir, simulando qué hubiera ocurrido desde el punto de vista de la estabilidad financiera si se hubiese utilizado la provisión dinámica española en otros países (Balla y McKenna, 2009; Fillat y Montoriol-Garriga, 2010). Dichos estudios se han orientado a evidenciar las potenciales ventajas del modelo de la provisión dinámica, desde una perspectiva prudencial. Sin embargo, no tenemos constancia de que se haya analizado el impacto del modelo de provisión dinámica desde la perspectiva informativa, y esto permite en cierta medida equilibrar el balance de argumentos sobre ventajas e inconvenientes de su aplicación. En segundo lugar, nuestro análisis contribuye a la literatura sobre los efectos de la interferencia política sobre la calidad de la información y sobre los incentivos políticos para utilizar la contabilidad como herramienta para alcanzar determinados objetivos. En lo que se refiere al caso español, complementamos la evidencia mostrada por Giner y Mora (2021) quienes, también con una perspectiva histórica reciente, examinan las motivaciones y los impactos de la interferencia política en la contabilidad de las entidades financieras.

Las conclusiones de este trabajo pueden tener implicaciones de interés en el ámbito de la regulación, tanto contable como prudencial, y pueden contribuir al debate sobre los potenciales conflictos de interés entre los distintos actores del panorama regulador. En un contexto de creciente influencia del objetivo de estabilidad financiera, y con el peso que se está dando a la contabilidad como herramienta fundamental para conseguirlo, nuestro análisis refuerza la tesis tradicionalmente defendida en el ámbito contable de que la influencia de la normativa prudencial en la contabilidad debería tener los límites que supone converger en lo que sean objetivos comunes, ya que existen otras herramientas, distintas a la contabilidad, para alcanzar los objetivos prudenciales (Novotny-Farkas, 2016). Por otro lado, a través de estas reflexiones críticas se pretende alertar sobre los posibles efectos adversos que tiene un potencial “abuso” de la contabilidad como herramienta para conseguir fines políticos.

Tras esta introducción, la estructura del trabajo es la siguiente. En la segunda sección exponemos el marco institucional y regulatorio del sistema bancario en España, así como la literatura relacionada con la provisión dinámica. En la tercera sección analizamos la literatura sobre la calidad de la información contable de los bancos y el efecto de la interferencia política para la exposición de nuestros argumentos.

En la sección cuarta mostramos el análisis empírico, muestra, metodología y resultados. Finalmente, presentamos las conclusiones y las implicaciones del estudio.

2. Marco institucional y regulatorio

2.1. El contexto bancario español: bancos versus cajas de ahorro

Durante el periodo de análisis de este trabajo, 2000-2011, en España dos tipos de entidades financieras dominaban el sistema, las cajas de ahorro y los bancos. Si bien inicialmente el número de entidades era aproximadamente el mismo 45 cajas de ahorro y 44 bancos, tras el rescate financiero que se produjo en 2013 el número de cajas se redujo drásticamente hasta las dos cajas que hay en la actualidad. La diferencia fundamental entre ambos tipos de entidades radica en su naturaleza jurídica y su estructura de propiedad, ya que las cajas tienen una estructura fundacional y no tienen accionistas. Esas diferencias están basadas en los distintos objetivos de ambas entidades ya desde su origen en el siglo XIX, ya que las cajas no tienen como objetivo únicamente la rentabilidad, sino que tienen además objetivos de carácter social, a veces incompatibles con el de maximizar el resultado (García-Cestona y Surroca, 2008).

Como consecuencia de lo anterior, la estructura de gobierno de las cajas se caracteriza porque el control se reparte entre diversos colectivos: impositores, empleados, fundadores y administración pública, por lo que sus decisiones económicas están determinadas por los incentivos de cada colectivo y su poder de decisión. Sin embargo, como señalan Illueca et al. (2014), no todos los colectivos tienen capacidad para influir en las decisiones en las cajas, siendo éstas más vulnerables a la influencia de los políticos regionales y locales. De hecho, el control directivo de las cajas durante la primera década del siglo XX estuvo sometido a las administraciones públicas, y, en este sentido, como señalan muchos autores, la discrecionalidad de los gestores parecía estar alineada con el interés político (Santos, 2017).

Durante la etapa de expansión crediticia, entre los años 1998 y 2007, tuvo lugar un proceso de desregulación financiera en nuestro país, y las cajas de ahorros crecieron a un ritmo superior al de los bancos (Ibáñez et al., 2011). Así, en 2007 la cuota del mercado de depósitos de las cajas de ahorros era mayor que la de los bancos, el 50,8 % frente al 42,5 %, mientras que en el mercado de créditos las cajas de ahorro tenían una cuota del 49,2 % y los bancos un 45,4 % (el porcentaje residual en ambos casos era el de las cooperativas de crédito) (Garrido Torres, 2012). A pesar del similar porcentaje de créditos, la situación de las cajas de ahorro en 2010 era de mayor debilidad que la de los bancos desde la perspectiva de la calidad del crédito (Climent Serrano, 2013; Trujillo-Ponce, 2013). Sin embargo, en términos de rentabilidad contable, no hay evidencia sobre diferencias significativas entre cajas y bancos en el periodo previo a la crisis (García-Cestona y Sagarra, 2022).

2.2. Modelos contables de pérdidas por deterioro

La normativa contable sobre reconocimiento de pérdidas por deterioro crediticio ha sido siempre objeto de controversia entre reguladores contables y reguladores bancarios. Las NIIF se diseñaron teniendo en cuenta a los inversores como los principales usuarios, y en consonancia se entiende que la utilidad para su proceso de toma de decisiones es el principal objetivo de la información. Este enfoque subyacía también en

la normativa europea de adopción de las NIIF, ya que el Reglamento 1606/2002 indica que su objetivo es “contribuir a un mejor funcionamiento del mercado interior”. Ello conlleva una interpretación del concepto “interés público” ligada al objetivo informativo, que prevalecía sobre otros posibles objetivos (Giner y Mora, 2024).

Pese a la superioridad que a priori pudiera tener un modelo de valoración que incluyera información prospectiva de cara a la predicción del futuro, tradicionalmente los investigadores y los reguladores contables han considerado que el modelo de “pérdida incurrida” era la mejor opción de reconocimiento de deterioro si el mercado de un activo no es líquido ni eficiente, lo que suele ser el caso cuando se trata de préstamos (Benston y Wall, 2005). De hecho, la NIC 39³ requería la existencia de evidencia objetiva de deterioro para el reconocimiento de pérdidas por deterioro de préstamos, y expresamente excluía el reconocimiento de pérdidas esperadas. Este modelo fue de aplicación obligatoria para las cuentas consolidadas desde 2005 (o 2007) hasta que en 2018 fue efectiva la NIIF 9.

Por su parte, el objetivo prioritario de los reguladores bancarios es velar para que las entidades tengan una situación patrimonial que les permita hacer frente a potenciales pérdidas futuras. Aunque los reguladores bancarios pueden conseguir sus objetivos mediante otros medios, siempre han tenido una fuerte motivación para influir en la contabilidad, y han sido partidarios de utilizar un modelo contable ajustado a sus intereses de estabilidad financiera (Giner y Mora, 2019). De ahí su preferencia por un modelo que facilite anticipar el reconocimiento de pérdidas, pese al riesgo de que implique mayor discrecionalidad. Por un lado, las instituciones prudenciales tienen una función asimétrica de pérdidas, es decir, la infravaloración de préstamos, al contrario que la sobrevaloración, no les supone ningún coste (Benston y Wall, 2005). Por otro lado, anticipar pérdidas es un mecanismo que se puede utilizar para paliar la prociclicidad. Si bien, por su propia naturaleza, un modelo de pérdidas esperadas es siempre más procíclico que un modelo de pérdidas incurridas (FEE-EFRAG, 2009; Mora, 2022), su mayor discrecionalidad facilita el alisamiento del resultado contable a lo largo del ciclo mediante la reversión de excesos de deterioro previamente reconocidos, lo cual es considerado una ventaja por estos organismos.

2.3. La provisión dinámica del Banco de España

A diferencia de los reguladores bancarios de la mayoría de los países, el BdE tiene delegada la competencia en materia de regulación contable en este país, y desde 1991 emite circulares contables. En 2000 se introdujo un modelo contable para el reconocimiento de deterioro de carácter contracíclico, la llamada “provisión estadística” o “provisión dinámica”, como pasó a denominarse después. Los principios generales del modelo se mantuvieron en la Circular 4/2004, emitida a raíz de adopción de las NIIF en la UE, y permaneció, aunque con alguna modificación, hasta la emisión de la Circular 4/2016⁴.

Según este modelo, el cálculo del deterioro contable, entendido como sinónimo de dotación a la provisión⁵, tiene dos

componentes: un componente específico (provisión específica), que podría asimilarse a la pérdida incurrida, y un componente genérico (provisión genérica) de carácter anticíclico⁶, que implica básicamente incrementar la pérdida por deterioro en épocas de crecimiento, reconociendo un gasto mayor que el incurrido (al margen de que se trate de una pérdida esperada o no), hasta llegar a una cifra que depende, entre otros factores establecidos en el modelo, del crédito existente. De esta forma se acumula un deterioro crediticio en balance que puede posteriormente ser revertido en épocas de recesión, permitiendo así registrar en la cuenta de resultados un gasto menor al verdaderamente incurrido en ese momento. Como consecuencia se logra el alisamiento del resultado contable en el ciclo. Conviene mencionar que la provisión genérica tenía un límite máximo, y que en 2005 se introdujo un límite mínimo, que fue suprimido en 2008, coincidiendo con el inicio de la recesión. Esto otorgó mayor flexibilidad a la gerencia (Saurina y Trucharte, 2017) y, como señalan Poveda (2010) y Jiménez et al. (2017), permitió que muchas entidades liberasen a partir de esa fecha una mayor cuantía de provisión genérica y, en consecuencia, lograsen un alisamiento del resultado mayor.

Al debate sobre las ventajas e inconvenientes de un modelo contable contracíclico habría que añadir los costes derivados del incumplimiento normativo en lo que se refiere a la comparabilidad de la información y la posible merma de confianza del mercado en la información de los bancos españoles. El hecho de que el modelo de provisión dinámica contradecía los requerimientos que exigía la NIC 39 era algo que reconocían los propios defensores de este sistema (Saurina y Trucharte, 2017) y del que se hizo eco la prensa internacional⁷. Así, por ejemplo, Marín et al. (2019) analizan la solvencia de las entidades financieras españolas en el periodo 2000 a 2015, y señalan expresamente que el uso de la provisión dinámica como modelo contable no permite que sean aplicables las medidas clásicas para determinar la estabilidad financiera, ni permite la comparabilidad a nivel internacional.

3. Literatura previa

Para el desarrollo de los argumentos sobre la utilización y efectos de la provisión dinámica por los bancos y cajas durante el periodo pre y post crisis financiera vamos a analizar dos

como sinónimo de deterioro, sin embargo, en el contexto de las NIIF se trata de un tipo de obligación. Pese a ello, la normativa contable española ha utilizado tradicionalmente el término provisión para referirse al deterioro, y de hecho el BdE asimilaba ambos términos en la Circular 4/2004.

⁶Como se observa en la fórmula (1), la dotación a la provisión genérica complementa la específica hasta llegar a un saldo que se relaciona con el crédito existente, entre otros factores, pero no con su deterioro.

Dotación provisión genérica = $\sum \alpha_i \Delta C_i + \sum \beta_i C_i$ - Dotación neta provisión específica (1)

donde:

C_i : saldo al cierre del ejercicio de posiciones crediticias no deterioradas, siendo i cada una de las 6 categorías identificadas

ΔC_i : variaciones en el ejercicio del saldo de dichas posiciones crediticias, siendo i cada una de las 6 categorías identificadas

α_i y β_i : coeficientes de riesgo graduados para cada categoría i , según correspondan al aumento de saldo o al saldo de las mismas, respectivamente

⁷Así, durante una reunión del consejo de supervisión de la Organización Internacional de Comisiones de Valores en 2009, el entonces comisario de mercado interior de la CE, Charles McCreedy, manifestó: “No aplicaron las NIIF y nuestra normativa decía que a partir del 1 de enero de 2005 todas las empresas que cotizaban en bolsa tenían que aplicar las NIIF... Las normas no permitían la provisión dinámica que sí hacían los bancos españoles, y el regulador bancario español insistió en que siguieran teniendo la provisión dinámica”. Disponible en <https://www.bloomberg.com/opinion/articles/2012-06-14/the-eu-smiled-while-spain-s-banks-cooked-the-books>, Jonathan Weil (accedido el 7 mayo 2024).

³Puede verse cómo surgió la NIC 39, muy influida por la normativa del FASB, en Camfferman y Zeff (2015).

⁴La Circular 4/2016 se publicó en mayo y eliminó la provisión dinámica para el último trimestre de 2016. Posteriormente se emitió la Circular 4/2017 para la adaptación a las entidades de crédito españolas de los cambios en el ordenamiento contable europeo derivados fundamentalmente de la adopción de la NIIF 9, de aplicación a partir de 2018.

⁵El término “provisión” es habitualmente utilizado en la jerga bancaria

ámbitos de la literatura previa: 1) el objetivo de la estabilidad financiera y su relación con el alisamiento del resultado, y 2) la interferencia política en la contabilidad.

3.1. El alisamiento del resultado y la estabilidad financiera

El alisamiento del resultado en los bancos, utilizando los deterioros de los préstamos, ha sido ampliamente evidenciado en la literatura contable y existe abundante evidencia de diferencias entre países. Ello se justifica fundamentalmente por las diferencias institucionales (Shen y Chih, 2005; Fonseca y González, 2008; Kanagaretnam et al., 2010a, 2010b; Bouvatier et al., 2014; Kanagaretnam et al., 2014), incluidos los objetivos del capital regulatorio (Gebhardt y Novorty-Farkas, 2011), así como por las características propias de la estructura de propiedad y gobernanza de las entidades (Beatty et al., 2002; Beatty y Liao 2011; Fonseca y González, 2008; Gebhardt y Novorty-Farkas, 2011), e incluso por la independencia política de sus reguladores bancarios (García Osma et al., 2019).

Conviene precisar que el alisamiento del resultado no es sinónimo de reducción de la calidad de la información. En efecto, la literatura distingue entre prácticas informativas y oportunistas. Se consideran prácticas informativas cuando revelan información sobre las ganancias y los flujos de caja futuros, alisando volatilidades puntuales que no persisten en el resultado. Sin embargo, el alisamiento también puede ser pernicioso cuando se utiliza para reconocer un resultado distinto del que se correspondería con el desempeño real subyacente de la entidad. Liang (2004) afirma que es deseable un cierto nivel de alisamiento para reducir los costes de agencia, porque permite que el administrador adverso al riesgo lo distribuya en el tiempo de manera óptima. Además, como indican Ewert y Wagenhofer (2005), si el coste de gestionar los devengos contables aumenta, la entidad podría sustituir el alisamiento basado en los devengos por una gestión de decisiones reales de inversión y financiación, con efectos potencialmente más costosos. Sin embargo, en general, un alisamiento del resultado está considerado por la literatura contable como una forma de manipulación o gestión del resultado contable y se considera un aspecto negativo de la calidad de la información.

Si bien en el sector financiero se han llevado a cabo prácticas de alisamiento del resultado mediante el deterioro de activos financieros independientemente de la norma contable en vigor (Hashim et al., 2019), es obvio que un modelo que anticipa pérdidas lo facilita. De hecho, cuando se estaba discutiendo la modificación de la NIC 39, la mayor parte de los grupos de interés (con excepción de los reguladores bancarios) criticaron el modelo de la NIIF 9, aludiendo entre otros a ese argumento, aunque lo aceptaron por razones prácticas (Hashim et al., 2022; Orthaus y Rugilo, 2023). Es evidente que un modelo contable de pérdidas esperadas implica un mayor grado de subjetividad y, por tanto, de discrecionalidad, que un modelo de pérdidas incurridas, lo que facilita dos acciones contrapuestas.

Por un lado, como señalan Bushman y Williams (2012), puede tener consecuencias beneficiosas si la discrecionalidad se utiliza para informar de forma más oportuna sobre los deterioros, lo que la literatura contable denomina conservadurismo condicional. La evidencia muestra que el conservadurismo condicional, en general, tiene un efecto neto beneficioso sobre la eficiencia del mercado y facilita el establecimiento y control de los contratos (García Lara et al., 2009; Ball et al., 2015; Mora y Walker, 2015; Penalva y Wagenhofer, 2019).

Por otro lado, un modelo de pérdidas esperadas facilita

el reconocimiento de deterioros en exceso, sobre todo en épocas de bonanza, lo que conlleva la creación de “reservas ocultas”. Esto es lo que la literatura denomina conservadurismo incondicional. Estas reservas ocultas permiten gestionar/alisar el resultado con posterioridad (Hoogervorst y Prada, 2015; Mora y Walker, 2015), tal y como se ha evidenciado empíricamente (Jackson y Liu, 2010). Además, un reconocimiento excesivo de pérdidas conlleva una infravaloración de activos, impidiendo que el deterioro se reconozca cuando realmente ocurre (García Lara y Mora, 2004) lo que mina la transparencia y relevancia de la información para los inversores. Algunos autores, como Bushman y Williams (2012), advierten y evidencian que un modelo de pérdidas esperadas puede tener efectos muy negativos sobre la disciplina de mercado y la gestión de riesgos de los bancos si se utiliza para alisar el resultado. Sin embargo, también hay en la literatura sobre regulación bancaria trabajos que evidencian un efecto beneficioso del conservadurismo incondicional en el comportamiento crediticio (Beatty y Liao, 2011; Jin et al., 2018) y en la menor probabilidad de quiebra bancaria (Kanagaretnam et al., 2014). En otras palabras, los reguladores y supervisores bancarios prefieren el conservadurismo incondicional porque se enfrentan a una función de pérdida asimétrica. Los deterioros infravalorados (capital regulatorio sobrevalorado) pueden aumentar la probabilidad de quiebra de un banco. Por el contrario, los deterioros sobreestimados derivados del conservadurismo incondicional no imponen costes a los supervisores (Benston y Wall, 2005) y permiten acumular reservas durante los buenos tiempos. Esto a su vez permite alisar el resultado y actuar como mecanismo anticíclico.

Ciertamente, las motivaciones de la gerencia para gestionar el resultado o para alisarlo pueden ser diversas, desde las clásicas oportunistas a las de ser un mecanismo anticíclico. Los estudios empíricos sugieren que los incentivos para informar desempeñan un papel importante en las prácticas contables de los bancos y, en particular, fueron determinantes en el retraso de la información sobre las pérdidas crediticias durante la crisis (Bischof et al., 2023). Para inferir el papel de los deterioros en la estabilidad financiera es fundamental separar la influencia del modelo de deterioro contable utilizado, de la de los incentivos de los bancos para informar.

Es evidente que el modelo de provisión dinámica que se utilizó en España conlleva un alisamiento del resultado. Si bien, a diferencia de un modelo contable de pérdidas esperadas, como puede ser el de la NIIF 9, en la provisión dinámica podría decirse que el devengo del deterioro tiene dos partes. Una parte, que es menos discrecional para la gerencia, ya que viene impuesta por el propio modelo y sus características, bastante regladas por el BdE, y sería la que, a priori, se estaría utilizando por motivos de estabilidad financiera. La otra parte de ese devengo es más discrecional, y es ahí donde podría actuarse en función de distintos motivos e incentivos de la gerencia,

El modelo de provisión dinámica fue, en general, muy alabado como herramienta prudencial en el ámbito de la supervisión bancaria a nivel nacional y también a nivel internacional, precisamente por el papel anticíclico como mecanismo de estabilidad financiera que tiene el alisamiento impuesto por el modelo (Pérez et al., 2008; Ibáñez-Hernández et al., 2014). De hecho, existen algunos estudios con bancos de EEUU, realizados cuando se pensaba que los bancos españoles habían sobrevivido a la crisis, en los que se simula cuál habría sido el resultado y, por tanto, las consecuencias en el patrimonio de los bancos, si hubieran aplicado el modelo de provisión dinámica español. Así, Fillat y Montoriol-Garriga (2010) hacen un estudio de simulación con una muestra de

bancos estadounidenses en el periodo 2000 a 2009, en el que hubo dos recesiones en 2001 y 2009. Si bien abogan por la aplicación de un sistema anticíclico, no proponen que necesariamente deba hacerse afectando al resultado contable, sino que apuntan al capital regulatorio. También Balla y McKenna (2009) simulan los resultados que habrían obtenido los bancos estadounidenses en los años de la crisis de 2007-2009 si se hubiera aplicado contablemente el modelo español. Estos autores utilizan para su simulación datos agregados de los bancos y parámetros aproximados del modelo de provisión dinámica en España, y concluyen que la gran reducción en los resultados durante la crisis hubiera sido mucho menor, y hubieran necesitado menos ayudas gubernamentales, si bien consideran “premature” abogar por la aplicación de ese sistema en la contabilidad. Balla y McKenna (2009, p. 411) señalan que *“A raíz de la crisis financiera se ha hecho un llamamiento para estudiar la experiencia española. Se ha reconocido que el sistema de provisiones español ha permitido a sus bancos evitar las tensiones que sufrieron sus homólogos internacionales en 2007. ... En 2006, el sistema bancario español tenía, con diferencia, la tasa de cobertura más alta de los países de Europa Occidental”*. Por último, Wezel et al. (2012) simulan para bancos chilenos de manera individual cuál habría sido su resultado contable no solo utilizando la provisión dinámica española, sino también la peruana, con distintas estimaciones de las variables no observables y abogan por complementar un modelo anticíclico de capital regulatorio con un modelo contable.

Es muy posible que de no haber existido este sistema la acumulación de reservas (“ocultas” en este caso) no hubiera sido la misma, si bien se podría haber optado por otros métodos para retener reservas (visibles) mediante otra regulación bancaria que no interfiriera en la contabilidad.

La utilización de este modelo anticíclico para reconocer el deterioro en el resultado contable ha tenido la manifiesta oposición de los emisores de normas contables (como el IASB y el FASB) y otros organismos contables (FEE-EFRAG 2009; Hoo-gervorst, 2012), así como de académicos del ámbito contable, tanto a nivel nacional (Cañibano y Herranz, 2009, 2013; Mora, 2012; Giner, 2014; Giner y Mora, 2019; Marín et al., 2019), como internacional (Barth y Landsman, 2010; Bushman y Williams, 2012; Laux, 2012; Acharya y Ryan, 2016). La línea argumental de estos autores se basa en las desventajas ya analizadas sobre la creación de “reservas ocultas” al infravalorar el activo, además de que la reversión de la provisión en épocas de crisis conlleva un incremento del resultado, y, paradójicamente aumenta la probabilidad de distribuir recursos en momentos en los que hay dificultades. Así, en el ámbito de la investigación contable, algunos estudios ya cuestionaban en plena crisis si ese método limitó los abusos en la época de bonanza y si los bancos españoles estaban realmente mejor preparados para afrontar la crisis (Laux, 2012).

3.2. La interferencia política y la calidad de la información

Los gobiernos y los políticos son partes interesadas que pueden no solo tener interés en las cifras contables, sino también más poder que otros para influir en ellas. Esto se ha argumentado y evidenciado para la contabilidad estatal o de las administraciones públicas (Benito et al., 2021), pero también hay evidencias sobre las interferencias políticas en la contabilidad de las empresas. En efecto, basándose en la teoría de la agencia y la noción del “interés público”, la teoría económica de la regulación brinda apoyo a la hipótesis de que los políticos podrían usar la contabilidad de las empresas para lograr objetivos políticos no solo en aras del interés público,

sino para para su propio beneficio (Giner y Mora, 2021).

Dada la importancia del sector financiero para la economía global, los políticos podrían tener incentivos específicos para intervenir en la información financiera de los bancos (García Osma et al., 2019; Giner y Mora, 2021). Como señalan García Osma et al. (2019), no sólo puede haber conflicto entre el objetivo contable de alcanzar la estabilidad financiera y el de informar, sino que, además, las ideas de estabilidad financiera de los políticos y de los supervisores bancarios no están necesariamente alineadas. En efecto, los políticos suelen contemplar los efectos económicos a corto plazo mientras descartan las consecuencias a más largo plazo (Walsh, 2005), y políticas como las del *big bath* son habituales para dar una mejor imagen de sí mismos a la sociedad, algo que se ha evidenciado con el sistema financiero (Giner y Mora, 2021). Teniendo en cuenta el papel que el desempeño de los bancos tiene, no solo en la estabilidad financiera a largo plazo, sino también en la creación de una imagen de la estabilidad del país, la interferencia gubernamental en la contabilidad bancaria puede convertirse en una poderosa herramienta de política económica.

Al igual que los organismos prudenciales, los políticos pueden ejercer su interferencia de diversas formas. Por una parte, interviniendo en el proceso de establecimiento de normas contables mediante la regulación o mediante presiones al regulador contable (Zeff, 2005; Walton, 2020). Por otra parte, influyendo en la práctica contable de las empresas, tanto interfiriendo a través de los supervisores, como influyendo en la práctica de las entidades, ya sea porque tienen una participación en ellas o porque de alguna manera controlan a sus gestores.

Existe evidencia empírica de que la conexión política de las empresas tiene relación negativa con la calidad y la transparencia de los resultados (Leuz y Oberholzer-Gee, 2006; Ramanna y Roychowdhury, 2010; Chaney et al., 2011; Bona-Sánchez et al., 2014), y de que las empresas con conexiones políticas son objeto de menos intervenciones por parte de los mecanismos de control (Correia, 2014; Kim y Zhang, 2016; Lin et al., 2018). Para el caso del sector bancario, García Osma et al. (2019) evidencian que los supervisores prudenciales nacionales que sufren menos presiones políticas tienen más probabilidad de lograr que las entidades financieras proporcionen información de mejor calidad.

En el caso concreto de los bancos y las cajas españoles, entre 2006 y 2010 el comportamiento de los ratios de garantía y solvencia fue análogo, si bien con una mejor situación de los bancos respecto de las cajas (Quesada et al., 2011). También diversos trabajos han analizado los comportamientos relacionados con la asunción y gestión del riesgo y, en general, concluyen que las diferencias encontradas se relacionan con las distintas estructuras de propiedad y gobernanza, y, en concreto lo atribuyen a la mayor de las cajas (Fonseca Díaz, 2005; Climent Serrano, 2013; Otero González et al., 2013; Santos, 2017; García-Cestona y Sagarra, 2022). Sin embargo, la evidencia empírica directa sobre la relación entre el nivel de politización de los consejos de administración y la política crediticia y el riesgo no es concluyente, lo que puede deberse a la distinta forma de medir las conexiones políticas. Estudios como Azofra Palenzuela y Santamaría Mariscal (2004), Crespi et al. (2004), Fonseca Díaz (2005) y Delgado et al. (2007) encuentran una relación negativa entre la politización y el nivel de riesgo, otros estudios más recientes como García Marco y Robles-Fernández (2003), Cuñat y Garicano (2010), García-Meca y Sánchez-Ballesta (2014), Sagarra et al. (2015), Andrés et al. (2018) y García-Cestona y Sagarra (2022) no encuentran relación significativa entre la politiza-

ción de los consejos y el riesgo. Por su parte, [Andrés et al. \(2021\)](#) evidencian que la politización menos visible está relacionada con la destrucción de valor de las cajas.

Sin embargo, en la literatura que mide el desempeño utilizando la rentabilidad contable, no hay evidencias sobre diferencias entre cajas y bancos en el periodo previo a la crisis ([García-Cestona y Sagarra, 2022](#)). Pero si, como revela la literatura, la situación de las cajas de ahorro en 2010 era de mucha más debilidad que la de los bancos desde la perspectiva de la calidad del crédito, ¿cómo es posible que no se reflejara en una menor rentabilidad con un deterioro más acelerado de sus resultados en los años previos a su colapso? Ahí es donde radica nuestro interés, en el problema informativo de los resultados contables antes de la crisis, y en particular en la relación entre la interferencia política y la relevancia informativa del resultado contable.

4. Estudio empírico

Basándonos en la literatura analizada, argumentamos que el modelo de provisión dinámica que se aplicó en España impidió el reconocimiento de resultados negativos de manera oportuna, por el propio diseño del modelo que implica un alisamiento del resultado. Sin embargo, cabe matizar que argumentamos que fue la parte más discrecional del reconocimiento contable del deterioro, la que se utilizó en las entidades con más influencia política, las cajas, tal y como destacan algunos autores ([Otero González et al., 2013](#); [Fonseca Díaz, 2005](#); [Climent Serrano, 2013](#); [Santos, 2017](#); [García-Cestona y Sagarra, 2022](#)). Por ello, argumentamos que las cajas de ahorro pudieron enmascarar una situación de mayor debilidad que la de los bancos a través de su discrecionalidad con la provisión genérica, ya que, al no resultar captada esta situación de forma oportuna en el resultado contable, no se manifestó hasta años después.

4.1. Muestra y metodología

4.1.1. Muestra

El estudio se refiere a las entidades financieras españolas activas durante la década 2001-2011. La información se ha recopilado de forma manual de las cuentas anuales, especialmente de la memoria. De las 89 entidades que forman la población en 2001 (grupos bancarios, entidades individuales no integradas en un grupo y filiales cotizadas), la muestra final está formada por 57 (26 bancos y 31 cajas de ahorros), ya que no todas informan de la provisión genérica en la memoria (puede verse el listado de las entidades de la muestra en el Anexo). Se han utilizado las cuentas consolidadas cuando la entidad es dominante de un grupo (46 entidades: 17 bancos y 29 cajas) e individuales cuando no lo es (11 entidades: 9 bancos y 2 cajas). En el periodo analizado fueron de aplicación la Circular 4/1991 hasta 2004 y la Circular 4/2004 desde 2005, que cambió el requerimiento informativo del deterioro, exigiendo desglosarlo según la estimación se hubiese realizado de forma colectiva o individualizada. Este desglose podría no coincidir con la clasificación de la corrección en genérica y específica⁸ requerida hasta 2004, por lo que a partir de 2005 sólo disponemos de este detalle en aquellas entidades que lo publicaron voluntariamente, lo que determina el número de entidades de la muestra.

Se configura un panel de datos incompleto con 494 observaciones ya que no todas las entidades publican el dato de

provisión genérica en los primeros años, pero sí lo hacen en años posteriores, por lo que se van incorporando. Por otro lado, a partir de 2008 algunas entidades causan baja porque son adquiridas o participan en procesos de integración, especialmente en el subsector de cajas, y otras dejan de publicar esta información.

4.1.2. La simulación del resultado

La simulación es un enfoque metodológico de uso frecuente para desarrollar teorías y comprender los procesos ([Davis et al., 2007](#); [Harrison et al., 2007](#)). En el campo de las finanzas su utilización ha sido más común que en el de la contabilidad, aunque también se ha utilizado en esta disciplina para concluir sobre hipotéticas situaciones de haberse aplicado otra norma ([Fülbier et al., 2008](#); [Fitó et al., 2013](#); [Giner et al., 2019](#)).

En este trabajo realizamos un análisis de simulación consistente en eliminar el efecto de la provisión genérica con el objetivo de calcular cuál hubiese sido el resultado en el supuesto de que no existiera esta partida. Se trata de una simulación en la línea de la realizada en los estudios mencionados anteriormente ([Balla y McKenna, 2009](#); [Fillat y Montoriol-Garriga, 2010](#); [Wezel et al., 2012](#)), pero en sentido inverso, ya que estos trabajos simulan el impacto que hubiera tenido la dotación de la provisión dinámica en bancos de otros países, lo que exige hacer estimaciones sobre datos no observables para el investigador. Por ello, a priori la simulación que realizamos en este estudio es mucho más precisa, ya que conlleva únicamente asumir que la política de préstamos no habría variado de haber utilizado la NIC 39 en vez de la provisión dinámica. Sin embargo, es obvio que el modelo de deterioro pudo condicionar la política crediticia, por lo que no necesariamente el resultado que obtenemos al eliminar el componente genérico de la provisión hubiera sido el que se hubiera producido en el caso de no haberse dotado la provisión⁹. Sin embargo, consideramos que esto no condiciona las conclusiones generales del estudio, y, lo que es más relevante, no colisiona con el objetivo de la reflexión y el debate que caracteriza a los estudios de simulación. Por otra parte, debe tenerse en cuenta que el objetivo de este análisis es opuesto al de los mencionados, ya que en ellos se reflexiona sobre las ventajas de la provisión dinámica desde la perspectiva de la prociclicidad, mientras que en este trabajo se reflexiona sobre las desventajas desde la perspectiva del objetivo informativo.

Para cada empresa y año, la variación en el resultado, VARDO, se determina por el importe de la provisión genérica cargado o abonado en la cuenta de resultados, relativizado por la cifra del resultado del periodo (este último en valor absoluto¹⁰). Esta variable indica cuánto y cómo hubiese variado el resultado de no existir dicha provisión, ignorando el efecto

⁹La crítica más directa de esta metodología sería la denominada en la literatura la "Crítica de Lucas" ([Lucas, 1976](#)), es decir, considerar que no habría habido cambios en el comportamiento como consecuencia de tener unas reglas distintas.

¹⁰Se utiliza el valor absoluto para poder interpretar correctamente las variaciones. Esto puede ilustrarse con el siguiente ejemplo: sean dos entidades A y B que han dotado provisión genérica por la misma cantidad (-4). Una tiene beneficios +20 y la otra pérdida -20. La variación del resultado al quitar la dotación de provisión genérica, VARDO es +4 en ambos casos, y se presenta deflactada por el valor absoluto del resultado (20 en ambos casos). Al tomar en el denominador el valor absoluto del resultado, en ambas entidades obtenemos que si se elimina la dotación de provisión genérica de la cifra de resultados publicada, éste aumenta un 20%. Lo que corresponde con efecto real del cambio efectuado. Si tomáramos el resultado con su signo, (-20 en la empresa B) el signo negativo de VARDO en la empresa B indicaría que el resultado disminuiría, lo que sería incorrecto para la interpretación de nuestras variables.

⁸En el periodo 2005-2011, 43 entidades de la muestra publican ambos desgloses, si bien no coinciden en el 37,2% de los casos.

impositivo¹¹. Debe tenerse en cuenta que *VARDO* puede tener tanto signo positivo como negativo, según sea dotación o liberación de provisión genérica, lo que condiciona su interpretación.

Asimismo, simulamos también el ratio de rentabilidad económica, ROA (*return on assets*) calculado como el cociente entre el resultado antes de impuestos y el activo total medio, anulando la partida de provisión genérica tanto en el numerador como en el denominador. Calculamos así el índice de comparabilidad (*ICROA*) que mide la variación que experimenta la rentabilidad económica (ROA) al ser recalculada en el escenario simulado sin provisión genérica.

Realizamos un análisis univariante para contrastar la significatividad estadística de la variación del resultado y del ROA al eliminar la provisión genérica en cada uno de los años del estudio. Este análisis se realiza tanto para la muestra completa, como al agrupar los dos colectivos, bancos y cajas, planteamiento que se reproduce al exponer los estadísticos descriptivos de las variables que se emplean en el modelo multivariante que se expone a continuación.

4.1.3. El modelo multivariante.

Considerando la variable *VARDO* proponemos el modelo multivariante (2), que incluye los factores que podrían haber sido determinantes de la dotación/liberación de la provisión genérica:

$$\begin{aligned} VARDO_{it} = & \beta_0 + \beta_1 CREDITO_{it} + \beta_2 \Delta CREDITO_{it} + \beta_3 RIESGO_{it} \\ & + \beta_4 TAMAÑO_{it} + \beta_5 ENTIDAD + \beta_6 \sum_{t=2001}^{2011} AÑO + e_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

Donde:

- *VARDO_{it}*: importe de la dotación/liberación de la provisión genérica deflactada por el valor absoluto del resultado de la entidad *i* en el año *t*.
- *CREDITO_{it}*: inversión crediticia calculada como el volumen de crédito bruto a la clientela deflactado por el total de activo de la entidad *i* en el año *t*.
- *RIESGO_{it}*: logaritmo natural del ratio créditos dudosos deflactado por el crédito total de la entidad *i* en el año *t*.¹²
- *TAMAÑO_{it}*: logaritmo natural del activo total de la entidad *i* en el año *t*.
- *ENTIDAD*: variable dicotómica que toma el valor 0 para los bancos, 1 para las cajas de ahorros.
- *AÑO*: variable dicotómica que toma el valor 1 para el año en cuestión, 0 en caso contrario.

¹¹*VARDO* se calcula tomando el resultado antes de impuestos por los siguientes motivos. El 10,3% del total de observaciones tiene un gasto por impuesto de sociedades con saldo acreedor y la provisión genérica produce diferencias temporarias afectando al tipo impositivo, por lo que en un escenario sin provisión genérica el tipo impositivo hubiese sido diferente, lo que complica innecesariamente el cálculo del resultado simulado.

¹²Hemos contrastado que el ratio puede tener una relación no lineal con la variable dependiente ya que se veía afectada por los topes existentes en la dotación/liberación de genérica hasta 2008. Con el fin de forzar una mayor relación lineal de las variables y la normalidad, tal y como recomienda la literatura, tomamos el logaritmo con el fin de garantizar una interpretación adecuada de los coeficientes (Bravo y Vásquez, 2008).

El modelo incluye los factores que determinan la provisión en la etapa analizada según se indica en (1). Así, incluimos el crédito, la variación del crédito y un subrogado observable del riesgo crediticio basado en los créditos dudosos, ampliamente utilizado en la literatura previa (Cebenoyan et al., 1999; Salas y Saurina, 2002; Delgado et al., 2003; Cebenoyan y Strahan, 2004; Delgado y Saurina, 2004; Jiménez y Saurina, 2004; Kwan, 2004; Fernández et al., 2006a, 2006b; Shehzad et al., 2010; Agoraki et al., 2011; Cubillas et al., 2011). La morosidad es la manifestación ex post del riesgo de crédito (Delgado y Saurina, 2004) y evita los inconvenientes que puede plantear utilizar la cifra de dotación específica por su posible uso discrecional para la gestión del resultado (Kana-garetnam et al. 2004; Liu y Ryan, 2006; Fonseca y González, 2008; Illueca et al., 2014). Además, consideramos que en el ámbito español la cifra de créditos dudosos es una medida más representativa de la evolución temporal del riesgo crediticio manifestado, con menores interferencias de los cambios normativos que han afectado al cálculo de la provisión por insolvencias.

Incluimos el tamaño como variable explicativa de control (*TAMAÑO*), utilizada por los trabajos que analizan el riesgo en el sector bancario. Las evidencias empíricas previas son ambiguas. Algunos trabajos obtienen que el tamaño es significativo en el sentido que las entidades de mayor tamaño tienen menor riesgo (Fernández et al., 2006a, 2006b; Agoraki et al. 2011), sin embargo, otros obtienen el resultado contrario, que el tamaño aumenta el riesgo (Cebenoyan et al., 1999; Delgado et al., 2003; Cubillas et al., 2011), mientras que en otros estudios el tamaño no es relevante (Saunders et al., 1990; Shehzad et al., 2010). En el sector bancario español los resultados tampoco son concluyentes. Así, García y Robles (2008) evidencian que las entidades medianas asumen más riesgo, pero no encuentran diferencias entre entidades grandes y pequeñas. Salas y Saurina (2002) obtienen que el tamaño reduce el riesgo en los bancos, pero no es significativo en el grupo de cajas. Mientras que Delgado et al. (2007) concluyen que el efecto del tamaño sobre el riesgo es diferente en bancos y cajas de ahorros, encontrando que el tamaño afecta positivamente al riesgo en los bancos y tiene un efecto negativo en las cajas de ahorros.

Por último, para contrastar si el hecho de ser un banco o una caja pudo haber influido en la dotación/liberación de provisión genérica, incluimos como variable explicativa de interés la variable que capta la forma jurídica (*ENTIDAD*).

También incluimos variables temporales (*AÑO*) para controlar aquellos eventos macroeconómicos que afectan simultáneamente a todas las entidades en un año en particular (Jiménez y Saurina, 2004; Aparicio y Márquez, 2005; Fernández et al. 2006a). La significatividad conjunta de las variables dicotómicas temporales ha sido contrastada, concluyendo que el efecto temporal es relevante y debe ser incluido en el modelo para una correcta especificación del mismo.

Al igual que en otros trabajos que contrastan el efecto de la crisis en aspectos económicos, como el comportamiento de la prima de riesgo (Matei y Chepte, 2012), consideramos el ciclo económico dividiendo la muestra en los dos subperíodos, pre-crisis y crisis.

Estimamos un modelo de regresión de datos de panel de efectos aleatorios robusto a heterocedasticidad que permite incluir variables que permanecen constantes en el tiempo¹³.

¹³Utilizamos el test de Hausman, que determina la conveniencia de interpretar las estimaciones con el modelo de efectos aleatorios (frente a un modelo de efectos fijos). Si bien se han señalado algunas limitaciones sobre su robustez, debatidas por Woutersen y Hausman (2019), puede justificarse su uso por ser el utilizado de forma más habitual en la investigación (Papke y Wooldridge, 2022). Utilizamos adicionalmente la prueba del multiplicador

4.2. Resultados

La **Tabla 1** muestra el sentido de la variación del resultado contable antes de impuestos de las 57 entidades una vez anulada la provisión genérica. En los 11 años de estudio distinguimos dos subperíodos, pre-crisis (expansión), 2001-2007, y crisis (recesión), 2008-2011.

Tabla 1. Comportamiento del resultado sin provisión genérica

Año	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
ΔResultado	37	42	46	49	52	53	53	15	6	5	10
∇Resultado	1	0	1	1	1	3	4	36	42	21	16
Número entidades	38	42	47	50	53	56	57	51	48	26	26

Se observa que, como era previsible, dada la estructura del método de provisión dinámica, en el subperíodo pre-crisis (2001-2007), la mayoría de las entidades obtienen un resultado simulado mayor que el publicado. Las que no lo hacen es porque “liberan” el saldo acumulado en la provisión genérica al haber alcanzado el importe máximo. Sin embargo, en el subperíodo de crisis (2008-2011), en la mayoría de los casos se observa una disminución del resultado simulado respecto al publicado, lo que sugiere que si no se hubiera registrado la provisión se hubieran puesto de manifiesto con anterioridad los problemas. Destacamos que en 25 casos la reducción del resultado hubiese sido tal que, si bien se reconocieron beneficios, el resultado simulado revela la obtención de pérdidas (4 cajas en 2008; 3 bancos y 11 cajas en 2009; 4 bancos y 2 cajas en 2010 y 1 caja en 2011). Aunque el número de cajas afectadas es relativamente reducido, debe tenerse en cuenta que la mayoría participaron en procesos de integración a partir de 2009, por lo que dejan de ser incluidas en el estudio a partir de ese año. Sin embargo, destacamos que 11 de las 21 cajas de ahorro que causaron baja y que publicaron beneficios el último año en el que son analizadas, hubieran reconocido pérdidas si no hubiera sido por la liberación de la provisión.

4.2.1. Análisis univariantes

Los estadísticos descriptivos de la variable *VARDO* (e *ICROA*) incluidos en la **Tabla 2** permiten observar como el efecto de la provisión genérica en el resultado (y en la rentabilidad económica) es diferente según el año. En la etapa 2001-2007 el valor medio de la variable es positivo (+*VARDO*) lo que significa que el efecto de anular la provisión genérica hubiese implicado un incremento de la cifra de resultado, alrededor del 28 % los primeros años (2001 y 2003) y casi del 12 % en 2007. La menor disminución del resultado al final de la etapa se debe a que en muchas entidades el saldo acumulado era el máximo establecido por la normativa, lo que limitaba el crecimiento de la provisión. A partir de 2008 se inicia una etapa en la que el valor medio de *VARDO* es negativo (−*VARDO*), lo que indica que la anulación de la provisión genérica hubiese implicado una disminución de la cifra de resultado, que se agudiza en 2009 y 2010 con disminuciones medias del 129 % y 67 % respectivamente. Por otro lado, se observa cierta dispersión en la variable *VARDO*, muy acusada en 2009 y 2010, indicativa de que el impacto de la provisión genérica en el resultado no fue igual en todas las entidades. El mismo comportamiento se observa en la variable *ICROA*.

A continuación, comparamos el comportamiento de *VARDO* (e *ICROA*) entre bancos y cajas de ahorro, evidencian-

Tabla 2. Estadísticos descriptivos y test de diferencia de medias de *VARDO* e *ICROA*

año (entidades)		<i>VARDO</i>	diferencia de medias test Wilcoxon o t test	<i>ICROA</i>	diferencia de mediastest Wilcoxon o t test
2001 (38)	Media mediana desv. típica	0,2859 0,2014 0,2985	5,228 (0,0000)***	0,2751 0,1908 0,2980	5,141 (0,0000)***
2002 (42)	media mediana desv. típica	0,2315 0,1957 0,2196	5,645 (0,0000)***	0,2190 0,1836 0,2190	5,645 (0,0000)***
2003 (47)	media mediana desv. típica	0,2790 0,2759 0,4754	5,471 (0,0000)***	0,2643 0,2578 0,4713	5,471 (0,0000)***
2004 (50)	media mediana desv. típica	0,2346 0,2302 0,2055	5,691 (0,0000)***	0,2191 0,2136 0,2022	5,681 (0,0000)***
2005 (53)	media mediana desv. típica	0,2296 0,2122 0,2422	5,883 (0,0000)***	0,2157 0,1969 0,2397	5,874 (0,0000)***
2006 (56)	media mediana desv. típica	0,1464 0,1943 0,4579	5,971 (0,0000)***	0,1343 0,1814 0,4558	5,914 (0,0000)***
2007 (57)	media mediana desv. típica	0,1158 0,1097 0,0947	9,2306 (a) (0,0000)***	0,1040 0,0953 0,0930	8,4436 (a) (0,0000)***
2008 (51)	media mediana desv. típica	-0,2811 -0,1391 0,4796	- 4,181 (0,0000)***	-0,2868 -0,1468 0,4752	-4,471 (0,0000)***
2009 (48)	media mediana desv. típica	-1,2914 -0,4467 2,4135	-5,344 (0,0000)***	-1,2899 -0,4513 2,4019	- 5,405 (0,0000)***
2010 (26)	media mediana desv. típica	-0,6677 -0,1011 4,2696	-2,718 (0,0066)***	-0,6703 -0,1061 4,2516	- 2,857 (0,0043)***
2011 (26)	media mediana desv. típica	-0,2245 -0,0410 0,4667	- 1,714 (0,0865)*	-0,2290 -0,0486 0,4614	- 1,816 (0,0694)*

Cada año se indica entre paréntesis el número de entidades analizadas. En los test de diferencias de medias se indica el valor del estadístico y entre paréntesis la significación.***, ** y * representan valores estadísticamente significativos a niveles del 1 %, 5 % y 10 % respectivamente. (a) test paramétrico de la t de Student.

do mediante un test de diferencia de medias si difiere entre ambos tipos de entidades. Nuevamente aplicamos el test paramétrico de la t de Student para muestras independientes cuando la variable sigue una distribución normal y el test no paramétrico de Mann-Whitney en otro caso. La **Tabla 3** muestra que el impacto de la dotación/reversión de la provisión genérica fue significativamente mayor en las cajas prácticamente en todos los años. En el subperíodo 2001-2007, cuando la variable *VARDO* toma valores positivos, las cajas dotaron en media un importe mayor, en términos relativos, de provisión genérica que los bancos. Es decir, sin la genérica, el resultado hubiese sido mayor, siendo la diferencia mayor en las cajas que en los bancos, es decir, el alisamiento del resultado afectó más a las cajas de ahorros. Por su parte en el subperíodo de crisis 2008-2011, la variable *VARDO* toma valores negativos, siendo menor (más alejado del valor cero) el valor medio en el colectivo de cajas que en el de bancos, lo que significa que la provisión genérica liberada tuvo mayor impacto en la cuenta de resultados de las cajas, siendo esta diferencia estadísticamente significativa en todos los años

de Lagrange de Bruch-Pagan que confirma que el modelo de efectos aleatorios es apropiado, reforzando el test de Hausman (Gujarati y Porter, 2010).

Tabla 3. Estadísticos descriptivos y test de diferencia de medias entre bancos y cajas de ahorros de VARDO e ICROA

año (entidades cajas/bancos)		VARDO			ICROA		
		CAJAS	BANCOS	test diferencia de medias (Mann Whitney o t test)	CAJAS	BANCOS	test diferencia de medias (Mann Whitney)
2001 (22/16)	media	0,2891	0,2815	1,360 (0,1738)	0,2774	0,2720	1,360 (0,1738)
	mediana	0,2275	0,1706		0,2164	0,1590	
	desv. típica	0,2694	0,3437		0,2684	0,3437	
2002 (25/17)	media	0,2574	0,1934	2,140 (0,0324)**	0,2439	0,1823	2,037 (0,0416)**
	mediana	0,2339	0,0945		0,2201	0,0835	
	desv. típica	0,1959	0,2518		0,1951	0,2517	
2003 (28/19)	media	0,2833	0,2727	0,802 (0,4225)	0,2683	0,2585	0,910 (0,3626)
	mediana	0,2824	0,1950		0,2665	0,1804	
	desv. típica	0,1262	0,7441		0,1238	0,7379	
2004 (29/21)	media	0,2649	0,1929	2,034 (0,0419)**	0,2482	0,1790	2,034 (0,0419)**
	mediana	0,2477	0,1890		0,2316	0,1721	
	desv. típica	0,1190	0,2838		0,1170	0,2794	
2005 (31/22)	media	0,2767	0,1632	2,274 (0,0229)**	0,2622	0,1502	2,256 (0,0240)**
	mediana	0,2435	0,1523		0,2272	0,1351	
	desv. típica	0,1684	0,3113		0,1663	0,3084	
2006 (31/25)	media	0,2353	0,0362	2,563 (0,0104)**	0,2225	0,0249	2,629 (0,0086)***
	mediana	0,2257	0,1035		0,2133	0,0852	
	desv. típica	0,0899	0,6690		0,0893	0,6661	
2007 (31/26)	media	0,1263	0,1032	1,907 (0,0566)*	0,1140	0,0921	1,955 (0,0506)*
	mediana	0,1445	0,0900		0,1320	0,0777	
	desv. típica	0,0894	0,1009		0,0881	0,0989	
2008 (29/22)	media	-0,4123	-0,1080	-2,472 (0,0134)**	-0,4178	-0,1140	-2,548 (0,0108)**
	mediana	-0,2780	-0,0657		-0,2860	-0,0756	
	desv. típica	0,5600	0,2725		0,5548	0,2691	
2009 (28/20)	media	-1,5958	-0,8652	-2,928 (0,0034)***	-1,5925	-0,8663	-2,949 (0,0032)***
	mediana	-0,6717	-0,0653		-0,6740	-0,0704	
	desv. típica	2,3819	2,4535		2,3673	2,4463	
2010 (8/18)	media	-2,2646	0,0420	-0,611 (0,5411)	-2,2648	0,0382	-0,611 (0,5411)
	mediana	-0,2040	-0,0828		-0,2113	-0,0881	
	desv. típica	5,3402	3,6514		5,3256	3,6300	
2011 (8/18)	media	-0,5088	-0,0982	-2,2285 (a) (0,0355)**	-0,5125	-0,1029	-2,000 (0,0455)**
	mediana	-0,4226	-0,0124		-0,4245	-0,0127	
	desv. típica	0,5635	0,3669		0,5604	0,3593	

Cada año se indica entre paréntesis el número de entidades analizadas (cajas/bancos). En los test de diferencias de medias se indica el valor del estadístico y entre paréntesis la significación. ***, ** y * representan valores estadísticamente significativos a niveles del 1%, 5% y 10% respectivamente. (a) test paramétrico de la t de Student.

excepto en 2010¹⁴. Sin la genérica el resultado hubiese sido significativamente menor, siendo de nuevo el impacto más acusado en las cajas que en los bancos.

De igual forma al comparar entre los dos grupos la variable ICROA, se observa que en el subperíodo 2001-2007 sin la provisión genérica, el ROA hubiese sido mayor, siendo la diferencia mayor en las cajas que en los bancos. Por su parte en el período de crisis 2008-2011, sin la genérica, el ROA hubiese sido significativamente menor, siendo el impacto más acusado en las cajas que en los bancos.

En la [Tabla 4](#) se muestran los estadísticos descriptivos correspondientes a la variable de interés VARDO y a las variables explicativas, para el periodo completo (panel 4.1) y para cada uno de los dos subperíodos que determina la irrupción de la crisis (paneles 4.2 y 4.3), tanto para el conjunto de la muestra como para los colectivos de bancos y cajas separadamente. También se muestra la diferencia de medias entre ambos grupos, y en consistencia con los resultados anteriormente destacados, se observa una diferencia significativa entre cajas y bancos en la variable VARDO, tanto al considerar

el periodo completo como al analizar cada subperíodo.

Respecto a las variables independientes del modelo, en el período completo no se observan diferencias significativas entre bancos y cajas excepto en el tamaño, las cajas tienen de media mayor tamaño que los bancos, lo que igualmente se observa en los subperíodos. También se observan diferencias significativas entre bancos y cajas en la variable RIESGO en ambos subperíodos, evidenciando un mayor riesgo ex post, es decir un mayor deterioro crediticio en cajas que en bancos. En cuanto a la inversión crediticia, recogida en la variable CREDITO, las cajas tienen de media un mayor porcentaje de crédito, pero la diferencia solo es significativa cuando se considera la etapa de crisis.

Las correlaciones entre las variables independientes que intervienen en el modelo (2) se presentan en la [Tabla 5](#). Dados los reducidos valores, no esperamos problemas de multicolinealidad.

¹⁴Si bien en 2010 se publicó la Circular 3/2010, que afectó a la provisión específica relacionada con préstamos al sector inmobiliario, no consideramos que haya tenido algún efecto en nuestro análisis.

Tabla 4. Estadísticos descriptivos

Panel 4.1. Estadísticos descriptivos periodo completo 2001-2011														
Variable	MUESTRA TOTAL				BANCOS				CAJAS DE AHORROS				Diferencia de medias	
	Media	Mediana	Desv. típica	Nº Obser.	Media	Mediana	Desv. típica	Nº Obser.	Media	Mediana	Desv. típica	Nº Obser.		
<i>VARDO</i>	0,029	0,134	0,539	484	0,050	0,09	0,462	217	0,011	0,162	0,595	267	0,0039*** (0,0014)	
<i>CREDITO</i>	0,714	0,737	0,301	484	0,665	0,731	0,241	217	0,753	0,739	0,337	267	-0,088 (0,1480)	
Δ <i>CREDITO</i>	0,090	0,098	0,091	484	0,083	0,087	0,094	217	0,096	0,100	0,089	267	-0,013 (0,1495)	
<i>RIESGO</i>	-4,525	-4,645	1,112	484	-4,653	-4,694	1,361	217	-4,421	-4,621	0,848	267	-0,232 (0,1508)	
<i>TAMAÑO</i>	15,709	15,763	1,715	484	15,425	15,341	1,968	217	15,940	15,976	1,441	267	-515*** (0,004)	
Panel 4.2. Estadísticos descriptivos etapa precrisis 2001-2007														
Variable	MUESTRA TOTAL				BANCOS				CAJAS DE AHORROS				Diferencia de medias	
	Media	Mediana	Desv. típica	Nº Obser.	Media	Mediana	Desv. típica	Nº Obser.	Media	Mediana	Desv. típica	Nº Obser.		
<i>VARDO</i>	0,209	0,193	0,161	334	0,167	0,138	0,175	138	0,239	0,225	0,144	196	-0,072*** (0,0000)	
<i>CREDITO</i>	0,734	0,741	0,336	334	0,699	0,760	0,238	138	0,759	0,737	0,389	196	-0,06 (0,2565)	
Δ <i>CREDITO</i>	0,121	0,121	0,059	334	0,116	0,125	0,072	138	0,124	0,119	0,047	196	-0,008 (0,7569)	
<i>RIESGO</i>	-4,953	-4,890	0,841	334	-5,105	-4,992	1,177	138	-4,847	-4,852	0,453	196	-0,258** (0,0154)	
<i>TAMAÑO</i>	15,668	15,680	1,577	334	15,461	15,381	1,828	138	15,813	15,868	1,360	196	-352 * (a) (0,0559)	
Panel 4.3. Estadísticos descriptivos etapa crisis 2008-2011														
Variable	MUESTRA TOTAL				BANCOS				CAJAS DE AHORROS				Diferencia de medias	
	Media	Mediana	Desv. típica	Nº Obser.	Media	Mediana	Desv. típica	Nº Obser.	Media	Mediana	Desv. típica	Nº Obser.		
<i>VARDO</i>	-0,434	-0,139	0,748	145	-0,235	-0,046	0,598	75	-0,647	-0,379	0,834	70	0,412*** (0,0000)	
<i>CREDITO</i>	0,670	0,719	0,197	145	0,606	0,673	0,240	75	0,738	0,749	1,103	70	-0,132*** (0,0004)	
Δ <i>CREDITO</i>	0,018	0,017	0,109	145	0,021	0,019	0,095	75	0,016	0,009	0,122	70	0,005 (0,2040)	
<i>RIESGO</i>	-3,558	-3,335	1,061	145	-3,859	-3,500	1,329	75	-3,236	-3,257	0,501	70	-0,623*** (0,0043)	
<i>TAMAÑO</i>	15,850	16,198	1,994	145	15,423	14,650	2,224	75	16,308	16,404	1,607	70	115*** (0,0084)	

VARDO: la variación del resultado sin provisión genérica relativizado por la cifra del resultado del periodo (este último en valor absoluto); *CREDITO*: porcentaje que el crédito representa del total de activo; Δ *CREDITO*: la variación del crédito respecto al activo total medio; *RIESGO*: el logaritmo natural del ratio crédito dudoso respecto al total del crédito; *TAMAÑO*: el tamaño de la entidad medido como el logaritmo natural del activo de la entidad. Se presentan también las diferencias de medias entre bancos y cajas de ahorros respecto a dichas variables, indicando la diferencia de medidas y la significación de acuerdo con la prueba de Mann-Whitney para muestras independientes o (a) test paramétrico t de Student. ***, ** y * representan valores estadísticamente significativos a niveles del 1%, 5% y 10% respectivamente.

Tabla 5. Matriz de correlaciones

Variable	<i>CREDITO</i>	Δ <i>CREDITO</i>	<i>RIESGO</i>	<i>TAMAÑO</i>	<i>ENTIDAD</i>
<i>CREDITO</i>	1,0000				
Δ <i>CREDITO</i>	0,2239***	1,0000			
<i>RIESGO</i>	0,0380	-0,4173***	1,0000		
<i>TAMAÑO</i>	0,0917**	0,0372	0,0809*	1,0000	
<i>ENTIDAD</i>	0,1461***	0,0675	0,1036**	0,1496***	1,0000

CREDITO: porcentaje que el crédito representa del total de activo; Δ *CREDITO*: la variación del crédito respecto al activo total medio; *RIESGO*: el logaritmo natural del ratio crédito dudoso respecto al total del crédito; *TAMAÑO*: el tamaño de la entidad medido como el logaritmo natural del activo de la entidad; *ENTIDAD*: variable dicotómica que toma el valor 0 para los bancos, 1 para las cajas de ahorros. ***, ** y * representan valores estadísticamente significativos a niveles del 1%, 5% y 10% respectivamente.

4.2.2. Análisis multivariante

Contrastamos el modelo (2) considerando el período completo 2001-2011, y diferenciando entre los dos subperíodos de expansión y crisis para los que en la [Tabla 4](#) hemos observado comportamientos diferenciados según se trate de bancos o cajas. Se han eliminado los valores atípicos extremos utilizando el criterio basado en el rango intercuartílico (aquellos datos que se encuentran a una distancia del primer y del

tercer cuartil superior a 3 veces el rango intercuartílico), lo que afecta a 10 observaciones, por lo que el análisis se realiza con 484 observaciones.

Debe tenerse en cuenta que dada la fórmula de cálculo de la provisión genérica cuyo importe depende de la variación del crédito y del riesgo, la mayor dotación de provisión genérica en las cajas observada en la [Tabla 3](#) podría ser debida simplemente al mayor crecimiento del crédito en éstas durante la fase expansiva (2001-2007). También la mayor liberación durante la fase de crisis sería coherente con una concesión de créditos de peor calidad por parte de las cajas en dicha etapa expansiva, que a su vez dio lugar a un mayor riesgo en la época de crisis, y por tanto podría ser también producto de la fórmula de la provisión, y no necesariamente de la discrecionalidad de la gestión.

Los resultados del análisis multivariante se muestran en la [Tabla 6](#). En el período completo mediante la variable *VARDO* en valor absoluto se muestra el impacto de la provisión genérica en el resultado, sin distinguir si se trata de dotación o liberación¹⁵. Se observa en la columna (1) que la variable

¹⁵ Puesto que la provisión genérica por término medio se dota (más gasto) durante la época de crecimiento pre-crisis (2001-2007) y revierte (más ingreso) durante la época de crisis (2008-2009) la variable *VARDO*, tiene

ENTIDAD tiene un signo positivo y significativo, lo que indica que el impacto en el resultado es mayor en las cajas que en los bancos, lo que es coherente con el análisis univariante mostrado en la [Tabla 4](#). También es significativa la variable *RIESGO*, pero no la variación del crédito, $\Delta CREDITO$ ¹⁶.

A continuación, analizamos los dos subperíodos de crecimiento y crisis de forma aislada, tomando la variable dependiente con su signo. En la etapa de crecimiento económico 2001-2007, el coeficiente positivo y significativo de la variable *ENTIDAD*, en la columna (2), indica que esta variable está asociada con la mayor dotación de provisión genérica en las cajas, por lo que el resultado hubiera sido mayor de no haberse aplicado el modelo de provisión dinámica. Por su parte, en la etapa recesiva, columna (3), el coeficiente negativo y significativo de la variable *ENTIDAD* indica que las cajas tienen un menor valor de la variable *VARDO* que los bancos. El coeficiente de *ENTIDAD* sugiere más liberación de provisión genérica en las cajas, y por lo tanto un menor resultado. En definitiva, la variable de interés, que capta la gobernanza y por ende la influencia política, es explicativa del nivel de alisamiento a través de la provisión genérica. Como era de esperar, dado que son parte de la fórmula para el cálculo de la genérica, en ambos subperíodos la variación del crédito

es significativa, y en la época de crisis resulta significativa y negativa la variable *RIESGO*.

5. Conclusiones, reflexiones finales e implicaciones

Los resultados del análisis son coherentes con la argumentación de que el uso contable del modelo de provisión dinámica, pese a los beneficios que sobre la estabilidad financiera pudiera haber tenido, pudo conllevar efectos no deseados en la relevancia y la comparabilidad de la información de los bancos españoles. El alisamiento del modelo favoreció que se pudiera enmascarar la situación económica real de las entidades, lo que pudo, como de hecho se evidenció después, dar una imagen irreal de estabilidad financiera del sector español y dificultar o retrasar la adopción de medidas encaminadas a resolver la situación. No es nuestra intención cuestionar las innegables ventajas de un modelo anticíclico para el control de los recursos y el mantenimiento del capital. De hecho, es obvia la influencia que el modelo de provisión dinámica ha tenido en el desarrollo de los requerimientos de capital de Basilea III, en particular en la introducción del concepto de los “colchones de capital”, que los bancos tuvieron que construir gradualmente entre 2016 y 2019, para que pudieran ser utilizados en futuros tiempos de crisis, pero sí plantear ciertos dilemas derivados de su aplicación como modelo contable.

Si bien el caso analizado es único y ya histórico, es un caso extremo de influencia del regulador prudencial que permite plantear una advertencia más general sobre los posibles efectos de un exceso de influencia de estos organismos en la regulación y en la práctica contable de las entidades financieras.

Por otro lado, nuestra ilustración sugiere que al alisamiento provocado por el modelo de provisión dinámica pudo añadirse un alisamiento discrecional adicional que fue más destacable en aquellas entidades con mayor influencia política y peor situación en calidad crediticia, las cajas de ahorro. Ello es coherente con los argumentos expuestos sobre que los políticos están a su vez motivados por sus propios intereses y se caracterizan por tener una visión cortoplacista.

Es evidente que la metodología empleada no permite un contraste de hipótesis cuyos resultados evidencien causalidad. El solo hecho de utilizar variables simuladas ya de por sí lo impide. Además, en las simulaciones, se obvia que de haber ocurrido algo distinto se podrían haber visto afectadas otras variables. En este caso hubiera sido la propia política de créditos

A eso hay que añadir que un modelo de regresión multivariante como el utilizado solo muestra asociación, y que los test tradicionales no pueden garantizar la falta de endogeneidad, problemas que sin embargo son comunes a otros trabajos de estas características. Sin duda las diferencias en el comportamiento entre cajas y bancos pueden atribuirse también a otras variables que no hemos contemplado distintas de la inferencia política, y relacionadas con otras características de su estructura de propiedad o con motivaciones relacionadas con la gestión del capital regulatorio. Además, la interferencia política no es exclusiva de las cajas de ahorro. Por todo ello atribuir en su totalidad las diferencias entre cajas y bancos a la inferencia política es sin duda cuestionable.

Todo ello nos obliga a presentar las conclusiones e implicaciones directas de nuestro análisis con la máxima cautela. Sin embargo, consideramos que, pese a las limitaciones, hemos podido ilustrar un caso que contribuye a la reflexión.

Consideramos que este análisis del caso español en la pasada crisis financiera puede contribuir al debate sobre dos

Tabla 6. Determinantes del impacto de la provisión genérica en bancos y cajas de ahorros

	(1) VARDO 2001-2011	(2) ± VARDO 2001-2007	(3) ± VARDO 2008-2011
<i>CREDITO</i>	0,04152 (0,519)	0,00088 (0,940)	-0,32914 (0,329)
$\Delta CREDITO$	0,03969 (0,877)	0,79505*** (0,0000)	0,47823** (0,045)
<i>RIESGO</i>	0,08679*** (0,000)	-0,00210 (0,796)	-0,11886** (0,037)
<i>TAMAÑO</i>	0,00378 (0,740)	-0,00302 (0,648)	-0,00972 (0,782)
<i>ENTIDAD</i>	0,08639** (0,031)	0,06247*** (0,006)	-0,31408** (0,035)
AÑO categ.	sí	Sí	Sí
Constante	0,53042**	0,15669	-0,18642
<i>Observaciones</i>	484	334	145
<i>Núm. ent.</i>	57	57	51
<i>R² within</i>	0,2155	0,1508	0,1888
<i>Chi²</i>	110,43***	219,29***	31,14***

VARDO: la variación del resultado sin provisión genérica relativizado por la cifra del resultado del periodo (este último en valor absoluto); *CREDITO*: porcentaje que el crédito representa del total de activo; $\Delta CREDITO$: la variación del crédito respecto al activo total medio; *RIESGO*: el logaritmo natural del ratio crédito dudoso respecto al total del crédito; *TAMAÑO*: el tamaño de la entidad medido como el logaritmo natural del activo de la entidad; *ENTIDAD*: es igual a 1 si es una caja de ahorros y 0 si es un banco. Las variables categóricas anuales son incluidas en todas las estimaciones, aunque sus coeficientes no se presentan por razón de espacio. En cada modelo se indica la variable dependiente y el periodo analizado. La significación se muestra entre paréntesis, ***, ** y * representan valores estadísticamente significativos a niveles del 1%, 5% y 10% respectivamente. Todas las estimaciones son robustas a heterocedasticidad.

por lo general signo contrario en periodo de precrisis y de crisis. Es decir, el resultado contable habría sido mayor que el reconocido realmente por las entidades en los años 2001 a 2007, mientras que en 2008-2011 hubiera sido menor que el reconocido realmente por las entidades. De tomar la variable *VARDO* con su signo en el periodo completo implicaría que para cada entidad los valores positivos de unos años se hubieran compensado con los valores negativos de otros años. Considerar el valor absoluto de *VARDO* permite cuantificar la magnitud de la variación del resultado en el periodo completo 2001-2011.

¹⁶Una posible explicación es que la variación del crédito tiene signo. Así, mayoritariamente esta variable tiene signo positivo en la etapa pre-crisis (crecimiento del crédito), mientras que su signo es negativo en la etapa de crisis (disminución del crédito), lo que hace que al considerar el periodo completo se compensen los valores y afecte a la significatividad.

cambios acontecidos en el panorama de la regulación contable internacional con posterioridad al periodo examinado: la mayor preponderancia del objetivo de estabilidad financiera, ligado al empleo de la contabilidad como herramienta al uso, y la mayor influencia política. La pretendida asimilación de “interés público” con “estabilidad financiera” no está exenta de controversia. En primer lugar, hay que tener en cuenta que tanto la noción de interés público, como las medidas para alcanzar la estabilidad financiera, están abiertas a interpretaciones, varían en el tiempo según las circunstancias, dependen de la perspectiva ideológica y difieren entre partes interesadas (Baker, 2005; Abela y Mora, 2012; Hossfeld y Muller-Lagarde, 2018), lo que resulta especialmente evidente en relación con los bancos (Di Fabio, 2020; Giner y Mora, 2021). En segundo lugar, pretender que la estabilidad financiera se consiga mediante la contabilidad ha sido siempre objeto de debate entre organismos prudenciales y organismos y académicos del ámbito de la contabilidad, tal y como se ha indicado anteriormente. La literatura y evidencia previas apoyan los argumentos de que la estabilidad financiera como objetivo de la contabilidad puede colisionar con el de la relevancia informativa, al menos en el corto plazo, y que posiblemente el logro de objetivos mediante otras vías ajenas a la normativa contable (la regulación prudencial) y a la práctica contable de las entidades podría tener un coste menor para el objetivo de la relevancia. Adicionalmente, hemos argumentado cómo la influencia política en ese proceso normativo, o en la práctica contable de las entidades, podría estar relacionada con desvirtuar, no ya el objetivo informativo, sino incluso el propio de estabilidad financiera a medio y largo plazo.

Nuestras conclusiones y reflexiones siguen teniendo implicaciones de gran actualidad. En la crisis reciente debido a la pandemia del COVID-19 no parece que este debate se haya decantado en favor de la perspectiva informativa. La aplicación de la NIIF 9 en el ejercicio 2018, justo antes de que comenzara la crisis de la pandemia, y que tan esperada era en los ámbitos prudenciales, fue paradójicamente objeto de descontento de esos mismos reguladores por el motivo inverso¹⁷, y en 2020 pidieron más flexibilidad en la aplicación del modelo de la NIIF 9. El argumento utilizado fue que, debido a la crisis de la pandemia del COVID-19, el modelo tenía un efecto negativo sobre la estabilidad financiera, ya que su aplicación podía suponer un freno para la necesaria inyección de liquidez a las empresas más afectadas.

En definitiva, estamos ante lo que Lambert (2010) denomina el uso de la información para “influir” en lugar de para “predecir” los flujos de caja. El equilibrio (o desequilibrio) que pueda producirse entre los distintos objetivos y grupos de interés puede marcar los futuros debates de la normalización contable internacional y abre un campo de posibilidades para futuras investigaciones empíricas de indudable interés.

¹⁷El 20 de marzo de 2020 hubo un comunicado de prensa del Banco Central Europeo pidiendo mayor flexibilidad para los bancos en respuesta a la crisis derivada del COVID-19. El BdE publicó un documento instando al “uso de la flexibilidad prevista en las normas contables ante el shock provocado por el COVID-19” En definitiva, animaba a ser más laxos en el cálculo de la pérdida esperada para de esta forma frenar la contracción del crédito. url{https://www.bde.es/f/webbde/GAP/Secciones/SalaPrensa/NotasInformativas/Briefing/_notes/en/notabe300320en.pdf}

Agradecimientos

Las autoras agradecen a los dos revisores anónimos su esfuerzo y acertadas sugerencias.

Financiación

Financiación obtenida del Ministerio de Ciencia e Innovación PID2020-117792RA-I00, PID2023-150744NB-C42

Conflicto de intereses

Los autores declaran que no tienen conflictos de intereses.

References

- Abela, M., y Mora, A. (2012). Understanding the consequences of accounting standards in Europe: the role of EFRAG. *Accounting in Europe*, 9 (2), 147-170. <https://doi.org/10.1080/17449480.2012.720872>
- Acharya, V.V., y Ryan, S.G. (2016). Banks' financial reporting and financial system stability. *Journal of Accounting Research*, 54 (2), 277-340. <https://doi.org/10.1111/1475-679X.12114>
- Agoraki, M.E.K., Delis, M.D., y Pasiouras, F.(2011). Regulations, competition and bank risk-taking in transition countries. *Journal of Financial Stability*, 7: 38-48. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2009.08.002>
- Alexander, D., y Eberhartinger, E. (2010). The European union endorsement process for international financial reporting standards: a Telos-based analysis. *Accounting in Europe*, 7 (1), 37-62. <https://doi.org/10.1080/17449480.2010.485373>
- Andrés, P, García-Rodríguez, I., Romero-Merino, M. E., y Santamaría, M. (2018). Politicization and financial expertise in Spanish savings banks. Patterns in the configuration of their boards. *Universia Business Review*, 57, 18-55. <https://doi.org/10.3232/UBR.2018.V15.N1.01>
- Andrés, P, García-Rodríguez I., Romero-Merino M.E. y Santamaría-Mariscal M. (2021). Politicians in disguise and financial experts on the board: Evidence from Spanish cajas. *Business Research Quarterly* 2021, 24 (2), 174-19. <https://doi.org/10.1177%2F2340944420924417>
- Aparicio, J., y Márquez, J. (2005). Diagnóstico y especificación de modelos panel en stata 8.0. *División de Estudios Políticos, CIDE*. Disponible en *http://investigadores.cide.edu/aparicio/data/*
- Azofra Palenzuela, V., y Santamaría Mariscal (2004). El gobierno de las Cajas de Ahorro. *Universia Business Review*, 2 (2), 48-59. Recuperado a partir de <https://journals.ucjc.edu/ubr/article/view/489>
- Baker, C.R. (2005). What is the meaning of ‘the public interest’? Examining the ideology of the American public accounting profession. *Accounting, Auditing and Accountability Journal*, 18 (5), 690-703. <https://doi.org/10.1108/09513570510620510>
- Ball, R., Li, X., and Shivakumar, L. (2015). Contractibility and transparency of financial statement information prepared under IFRS: Evidence from debt contracts around IFRS adoption. *Journal of Accounting and Economics* 53 (5), 915-963. <https://doi.org/10.1111/1475-679X.12095>
- Balla, E., y McKenna, A. (2009). Dynamic provisioning: a countercyclical tool for loan loss reserves. *Economic Qua-*

- terly, 95 (4), 383-418. Disponible en SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2188481>
- Barth, M.E., y Landsman, W.R. (2010). How did Financial Reporting Contribute to the Financial Crisis? *European Accounting Review*, 19 (3), 399-423. <https://doi.org/10.1080/09638180.2010.498619>
- BdE. (2009). *Dynamic Provisioning in Spain*. Education session by Bank of Spain, IASB meeting June 2009. Disponible en <http://www.bde.es/f/webbde/GAP/Secciones/SalaPrensa/IntervencionesPublicas/regula170609e.pdf>
- Beatty, A. L., Ke, B., Petroni, K. R. (2002). Earnings Management to Avoid Earnings Declines across Publicly and Privately Held Banks. *The Accounting Review* 77(3), 547-570. <https://doi.org/10.2308/accr.2002.77.3.547>
- Beatty, A., Liao, S. (2011). Do delays in expected loss recognition affect banks' willingness to lend? *Journal of Accounting and Economics* 52(1), 1-20. <https://doi.org/10.2308/accr.2002.77.3.547>
- Benito, B; Guillamón, Mł.D., y Ríos, A.Mł. (2021). Are politicians using fines for electoral purposes? Empirical evidence. *Spanish Journal of Finance and Accounting-Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 50 (3), 338-358. <https://doi.org/10.1080/02102412.2020.1815966>
- Benston, G. y Wall, L., (2005). How should banks account for loan losses? Federal Reserve Bank of Atlanta, Q4, Economic Review, 19-38. Disponible en chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://www.atlantafed.org/-/media/documents/research/publications/economic-review/2005/vol90no4/_benston-wall.pdf
- Bischof, J., Haselmann, R. F. H., Kohl, F., & Schlueter, O. (2023). Limitations of Implementing an Expected Credit Loss Model. LawFin Working Paper No. 48, TRR 266 Accounting for Transparency Working Paper Series No. 124. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4325220>
- Bona-Sánchez, C., Pérez-Alemán, J., y Santana-Martín, D.J. (2014). Politically Connected Firms and Earnings Informativeness in the Controlling versus Minority Shareholders Context: European Evidence. *Corporate Governance: An International Review*, 22(4), 330-346. <https://doi.org/10.1111/corg.12064>
- Bouvatier, V., Lepetit, L., Strobel, F. (2014). Bank Income Smoothing, Ownership Concentration and the Regulatory Environment. *Journal of Banking & Finance* 41, 253-270. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.12.001>
- Bravo, D. y Vázquez, J., (2008). Microeconomía aplicada. Disponible en http://www.academia.edu/9494003/MICROECONOMETRIA%3C%8DA/_CON/_STATA
- Burlaud, A., y Colasse, B. (2011). International accounting standardisation: is politics back? *Accounting in Europe*, 8 (1), 23-47. <https://doi.org/10.1080/17449480.2011.574412>
- Bushman, R.M., y Williams, C.D. (2012). Accounting Discretion, Loan Loss Provisioning, and Discipline of Banks' risk-taking. *Journal of Accounting and Economics* 54 (1), 1-18. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2012.04.002>
- Camfferman, K y Zeff, S. (2015) Aiming for global accounting standards: The International Accounting Standards Board 2001-2011. Ed Oxford University Press.
- Cañibano, L., y Herranz, F. (2009). Las provisiones bancarias y las normas contables. *Consejeros*, diciembre, 58-63. Disponible en https://www.aeca.es/old/faif/articulos/consejeros_dic09.pdf
- Cañibano, L., y Herranz, F. (2013). Principios versus reglas contables en las normas contables. *Consejeros*, febrero, 56-62. Disponible en https://www.aeca.es/old/faif/articulos/consejeros_feb13.pdf
- Carbó Valverde, S., y Maudos, J. (2011). Reflexiones en torno a la reestructuración del sector bancario español. *Cuadernos de Información Económica*, n.º 221, 81-96. <https://www.funcas.es/articulos/reflexiones-en-torno-a-la-reestructuracion-del-sector-bancario-espanol/>
- Chaney, P., Faccio, M., y Parsley, D. (2011). The quality of information in politically connected firms. *Journal of Accounting and Economics*, 51 (1), 58-76. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2010.07.003>
- Cebenoyan, A.S., Cooperman, E.S., y Register, C.A. (1999). Ownership structure, charter value and risk-taking behavior for thrifts. *Financial Management*, 28 (1): 43-60.
- Cebenoyan, A.S., y Strahan, P.E. (2004). Risk management, capital structure and lending at banks. *Journal of Banking and Finance*, 28 (1): 19-43. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(02\)00391-6](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(02)00391-6)
- Climent Serrano, S. (2013). La reestructuración del sistema bancario español tras la crisis y la solvencia de las entidades financieras. Consecuencias para las cajas de ahorros. *Revista de Contabilidad/Spanish Accounting Review* 16 (2), 136-146. <https://doi.org/10.1016/j.rcsar.2013.07.003>
- Comision Europea (2015). Evaluation of Regulation (EC) n.º 1606/2002 of 19 July 2002. On the application of international financial reporting standards. Disponible en <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/ES/TXT/?uri=CELEX:52015SC0120>
- Correia, M.M. (2014). Political connections and SEC enforcement. *Journal of Accounting and Economics*, 57 (2), 241-262. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2014.04.004>
- Cubillas Martín; E., Fonseca Díaz, A.R., y González Rodríguez, F. (2011). Dimensión bancaria y gestión del riesgo. *Papeles de economía española*, 130: 288-306. Disponible en <https://www.funcas.es/articulos/dimension-bancaria-y-gestion-del-riesgo/>
- Crespí, R., Garca-Cestona, M. A., & Salas, V. (2004). Governance mechanisms in Spanish banks. Does ownership matter? *Journal of Banking & Finance*, 28(10), 2311-2330. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2003.09.005>
- Cuñat, V. y Garicano, L. (2010). Did good cajas extend bad loans? Governance, human capital and loan. Documento de trabajo 2010-08, Fundación de Estudios de Economía Aplicada (fedea). Disponible en https://documentos.fedea.net/?%5fgl=1*1ymha6*%5fga*MTM5NDcwODE4MS4xNzI2NTk4NDgx*%5fga%5fk71EGLC8JC*MTcyNjU5ODQ4MC4xLjEuMTcyNjU5ODUyOS4
- Davis, J. P., Eisenhardt, K. M., & Bingham, C. B. (2007). Developing theory through simulation methods. *Academy of Management Review*, 32(2), 480-499. <https://doi.org/10.5465/amr.2007.24351453>
- Delgado, J., Hernando, I., y Nieto M-J. (2007). Do European Primarily Internet Banks Show Scale and Experience Efficiencies? *European Financial Management*, 13 (4), 643-671. <https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.2007.00377.x>
- Delgado, J., Pérez, D., y Salas, V. (2003). Especialización crediticia y resultados en la banca europea. *Revista de estabilidad financiera*, 5: 273-294, Banco de España. Disponible en <https://www.bde.es/wbe/es/publicaciones/estabilidad-financiera-politica-macprudencial/revista-estabilidad-financiera/revista-estabilidad-financiera-numero-5--noviembre-2003.html>
- Delgado, J., y Saurina, J. (2004). Riesgo de crédito y dotaciones a insolvencias. Un análisis con variables macroeconómicas. *Moneda y Crédito*, 219: 11-41.
- Di Fabio, C. (2020). The use of Public Interest Arguments in

- the European Accounting Field. *Accounting in Europe*, 17 (3), 334-366. <https://doi.org/10.1080/17449480.2020.1841904>
- Ewert, R., y Wagenhofer, A. (2005) Economic Effects of Tightening Accounting Standards to Restrict Earnings Management. *The Accounting Review* 80 (4), 1101-1124. <https://doi.org/10.2308/accr.2005.80.4.110>
- Federation of European Accountants-European Financial Reporting Advisory Group (FEE-EFRAG). (2009). Impairment of financial assets. The expected loss model, December. Disponible en http://www.efrag.org/Assets/Download?assetUri=%2Fsites%2Fwebpublishing%2FAssets%2FEFRAG_FEE_Paper-The_Expected_Loss_Model_Final%2520-%2520web.pdf
- Fernández, A.I., Fonseca, A.R., y González, F. (2006a). Forma jurídica de los intermediarios bancarios y asunción de riesgos. El caso de las cajas de ahorros españolas. *Moneda y Crédito*, 223: 43-84.
- Fernández, A.I., Fonseca, A.R., y González, F. (2006b). Influencia de la estructura de propiedad sobre el riesgo de la banca española. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, XXXV (128): 137-155. Disponible en <https://aeca.es/publicaciones2/revistas-2/revista-refc/2006-refc/>
- Fillat, J.L., y Montoriol-Garriga, J. (2010). Addressing the pro-cyclicality of capital requirements with a dynamic loan loss provision system. Working Paper No. QAU10-4, Federal Reserve Bank of Boston. Disponible en <https://www.bostonfed.org/-/media/Documents/Workingpapers/PDF/qau1004.pdf>
- Fitó, M.A., Moya, S., y Orgaz, N. (2013). Considering the effects of operating lease capitalization on key financial ratios. *Spanish Journal of Finance and Accounting / Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 42 (159), 341-369. <https://doi.org/10.1080/02102412.2013.10779750>
- Fonseca Díaz, A. (2005). El gobierno de las cajas de ahorros: influencia sobre la eficiencia y el riesgo. *Universia Business Review*, 8, 24-37.
- Fonseca, A.R., y González, F. (2008) Cross-country determinants of bank income smoothing by managing loan-loss provisions, *Journal of Banking & Finance* 32 (2) 2, 217-228. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2007.02.012>
- Fülbier, R.U., Lirio, J., y Pferdehirt, M.H. (2008). Impact of Lease Capitalization on Financial Ratios of Listed German Companies. *Schmalenbach Business Review*, 60, 122-144. <https://doi.org/10.1007/BF03396762>
- García-Cestona, M., y Surroca, J. (2008) Multiple goals and ownership structure: Effects on the performance of Spanish savings banks. *European Journal of Operational Research* 187 (2), 582-599. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2007.03.028>
- García-Cestona, M. y Sagarra, M. (2022). Governance, human capital and politicization of Spanish banks. *Spanish Journal of Finance and Accounting / Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 52 (1), 32-65. <https://doi.org/10.1080/02102412.2021.2024012>
- García Lara, J. M., y Mora, A. (2004). Balance sheet versus earnings conservatism in Europe. *European Accounting Review*, 13 (2), 261-292. <https://doi.org/10.1080/0963818042000203347>
- García Lara, J., García Osma, B., Penalva, F. (2009). Accounting Conservatism and Corporate Governance. *Review of Accounting Studies* 14, 161-201. <http://dx.doi.org/10.1007/s11142-007-9060-1>
- García Marco, T., y Robles Fernández, M.D. (2003). Determinantes del Risk Taking en las entidades financieras españolas, ¿estructura de la propiedad o tamaño? *Revista de Economía Financiera*, 1, 37-61.
- García, T., y Robles, D. (2008) Risk-taking behaviour and ownership in the banking industry: The Spanish evidence. *Journal of Economics and Business*, 60 (4), 332-354. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2007.04.008>
- García-Meca, E., y Sánchez-Ballesta, J.P. (2014). Politicization, banking experience and risk in savings banks. *European Journal of Law and Economics*, 38 (3), 535-553. <https://doi.org/10.1007/s10657-012-9377-5>
- García Osma, B., Mora, A., y Porcuna-Enguix, L. (2019). Prudential Supervisors Independence and Income Smoothing in European Banks. *Journal of Banking & Finance*, 102, 156-176. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2019.03.001>
- Garrido Torres, A., (2012). La actuación de las autoridades españolas frente a la crisis financiera. *Revista de Estudios Empresariales*, 2: 5-28.
- Gebhardt, G., y Novotny-Farkas, Z. (2011). Mandatory IFRS adoption and accounting quality of European banks. *Journal of Business Finance and Accounting*, 38 (3-4), 289-333. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2011.02242.x>
- Giner Inchausti, B. (2014). Instituciones e intereses en conflicto ante la regulación contable internacional: el caso del sector financiero español. *Revista de Contabilidad / Spanish Accounting Review*, 17 (2), 143-152. <https://doi.org/10.1016/j.rcsar.2013.11.001>
- Giner, B., Merello, P., y Pardo, F. (2019). Assessing the impact of operating lease capitalization with dynamic Monte Carlo simulation, *Journal of Business Research* 101, 836-845. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2018.11.049>
- Giner, B., y Mora, A. (2019). Bank loan loss accounting and its contracting effects: The new expected loss models. *Accounting and Business Research*, 49 (6), 726-752. <https://doi.org/10.1080/00014788.2019.1609898>
- Giner, B., y Mora, A. (2021). Political interference in financial reporting in the financial industry: Evidence from Spain. *Accounting Auditing & Accountability Journal*, 34 (7), 1581-1607. <https://doi.org/10.1108/AAAJ-11-2019-4271>
- Giner, B., y Mora, A. (2024). The role of the public interest in shaping corporate reporting: challenges for accounting research, in *Introduction to the Research Handbook on Financial Accounting* (Parrondo y Amat eds.), Elgar, 233-250.
- Gujarati, D.N., y Porter, D.C. (2010), *Econometría*, Editorial: McGraw-Hill Interamericana.
- Harrison, J.R., Lin, Z., Carroll, G.R., y Carley, K.M. (2007). Simulation Modeling in Organizational and Management Research. *Academy of Management Review*, 32 (4), 1229-1245. <https://doi.org/10.5465/amr.2007.26586485>
- Hashim, N. Li, W., y O'Hanlon, J. (2019). Reflections on the development of the FASB's and IASB's expected-loss methods of accounting for credit losses. *Accounting and Business Research*, 49 (6), 682-725. <https://doi.org/10.1080/00014788.2018.1526665>
- Hashim, N., Li, W., y O'Hanlon, J. (2022). The Development of Expected -Loss Methods of Accounting for Credit Losses: A Review with Analysis of Comment Letters. *Accounting Horizons* 36 (3), 71-102. <https://doi.org/10.2308/HORIZONS-19-117>
- Hoogervorst, H. (2012). *What and what not to expect of the expected loss model*. 3rd ECB Conference on Accounting, Frankfurt, June. Disponible en <http://archive.ifrs.org/Alerts/Conference/Pages/Hans->

- speech-4-June-2012.aspx
- Hoogervorst, H y Prada, M. (2015). Working in the public interest, Disponible en <https://www.ifrs.org/content/dam/ifrs/about-us/who-we-are/working-in-the-public-interest.pdf>
- Hossfeld, C., y Muller-Lagarde, Y. (2018). European Public Interest. Research Report Autorite des normes comptables, ANC, Paris. Disponible en https://www.anc.gouv.fr/files/live/sites/anc/files/contributed/ANC/3/_Recherche/D/_Etats%20generaux/2018/Policy%20papers/TR5/_VE/_EG2018.pdf
- Hossfeld, C., Muller-Lagarde, Y., y Zevonou, L. (2020). The Evolution of the European Public Good Assessment in the EU Endorsement Process of IFRS. *Accounting in Europe*, 17 (3), 314-333. <https://doi.org/10.1080/17449480.2020.1818799>
- Ibáñez Hernández, F.J., Peña Cerezo, M.A., y Araujo de la Mata, A. (2011). *Procesos de prociclicidad crediticia e impacto de la provisión estadística en España*. Documento de trabajo n.º 662/2011. Madrid: Fundación de las cajas de ahorros ed. (FUNCAS). Disponible en <https://www.funcas.es/wp-content/uploads/Migracion/Publicaciones/PDF/1777.pdf>
- Ibáñez-Hernández, F.J., PeñaCerezo, M.A., y AraujodelaMata, A. (2014). Identifying Credit Procyclicality Processes and the Impact of Statistical Provision in Spain: Analysis of Bank Financial Statements. *Spanish Journal of Finance and Accounting – Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 43 (4), 380403. <https://doi.org/10.1080/02102412.2014.972665>
- Illueca, M., Norden, L., y Udell, G.F. (2014) Liberalization and Risk-Taking: Evidence from Government-Controlled Banks, *Review of Finance* 18 (4) 1217–1257, <https://doi.org/10.1093/rof/rft023>
- Jackson, S., y Liu, X. (2010). The allowance for uncollectible accounts, conservatism, and earnings management. *Journal of Accounting Research* 48 (3), 565-601. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2009.00364.x>
- Jiménez, S., Ongina, S., Peydró, J.L., y Saurina, J. (2017). Macropprudential Policy, Countercyclical Bank Capital Buffers and Credit Supply: Evidence from the Spanish Dynamic Provisioning Experiments. *Journal of Political Economy* 125 (6), 2126-2177. <http://dx.doi.org/10.1086/694289>
- Jiménez, G., y Saurina, J. (2004). Collateral, type of lender and relationship banking as determinants of credit risk. *Journal of Banking & Finance* 28: 2191–2212. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2003.09.002>
- Jin, J., Kanagaretnam, K., Lobo, G.J. (2018). Discretion in bank loan loss allowance, risk taking and earnings management. *Accounting & Finance*, 58 (1), 171-193. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2708318>
- Kanagaretnam, K., Krishnan, G., y Lobo, G. J. (2010a). An Empirical Analysis of Auditor Independence in the Banking Industry. *The Accounting Review* 85(6), 2011–2046. <https://doi.org/10.2308/accr.2010.85.6.2011>
- Kanagaretnam, K., Lim, C.Y., y Lobo, G.J. (2010b). Auditor Reputation and Earnings Management: International Evidence from the Banking Industry. *Journal of Banking & Finance* 34(10), 2318–2327. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.02.020>
- Kanagaretnam, K., Lim, C.Y., y Lobo, G.J. (2014). Effects of International Institutional Factors on Earnings Quality of Banks. *Journal of Banking & Finance* 39, 87-106. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.11.005>
- Kanagaretnam, K., Lobo, G.J., y Yang, D.H. (2004). Joint Tests of Signaling and Income Smoothing through Bank Loan Loss Provisions. *Contemporary Accounting Research* 21(4), 843-884. <https://doi.org/10.1506/UDWQ-R7B1-A684-9ECR>
- Kwan, S. (2004). Risk and return of publicly held versus privately owned banks. *Economic Policy Review*, 10 (2): 97-107, Federal Reserve Bank of New York. Disponible en <https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/epr/04v10n2/0409kwan.pdf>
- Kim, Ch., y Zhang, L. (2016). Corporate political connections and tax aggressiveness. *Contemporary Accounting Research* 33 (1), 78-114. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12150>
- Lambert, R., (2010). Discussion of “Implications for GAAP from an analysis of positive research in accounting”. *Journal of Accounting and Economics*, 50, 287–29. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2010.09.006>
- Laux, C. (2012). Financial instruments, financial reporting, and financial stability. *Accounting and Business Research*, 42 (3), 239–260. <https://doi.org/10.1080/00014788.2012.681857>
- Leuz, C., y Oberholzer-Gee, F. (2006). Political relationships, global financing, and corporate transparency: evidence from Indonesia. *Journal of Financial Economics*, Vol. 81, pp. 411-439. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.06.006>
- Liang, P.J. (2004). Equilibrium earnings management, incentive contracts, and accounting standards. *Contemporary Accounting Research* 21(3), 685-718. <https://doi.org/10.1506/586L-8DKT-3UYL-L9Q4>
- Lin, K.Z., Mills, L.F., Zhang, F., y Li, Y. (2018). Do political connections weaken tax enforcement effectiveness? *Contemporary Accounting Research* 35 (4), 1941-1972. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12360>
- Liu, C., y Ryan, S.G. (2006). Income Smoothing over the Business Cycle: Changes in Banks’ Coordinated Management of Provisions for Loan Losses and Loan Charge-Offs from the Pre-1990 Bust to the 1990s Boom. *The Accounting Review*, 81 (2): 421-441. <https://doi.org/10.2308/accr.2006.81.2.421>
- Lucas, R. (1976). Econometric policy evaluation: A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1 (1), 19-46. [https://doi.org/10.1016/S0167-2231\(76\)80003-6](https://doi.org/10.1016/S0167-2231(76)80003-6)
- Marín, S., Gras, E., y Ortiz, E. (2019). Prudential regulation and financial information in Spanish banks: 1995–2015. *Spanish Journal of Finance and Accounting/Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 48 (3), 363-385. <https://doi.org/10.1080/02102412.2019.1608696>
- Matei, I., y Cheptea, A. (2012). Sovereign bond spread drivers in the EU market in the aftermath of the global financial crisis, en Baltagi, B.H., Carter, R., Newey, W., y White, H. eds. *Essays in honor of Jerry Hausman*, Bingley (England), Colección Advances in Econometrics, vol. 29: 327-352.
- Maystadt, P. (2013). Should IFRS standards be more European? Mission to reinforce the EU’s contribution to the development of international accounting standards. Report to the European Commission. Disponible en <https://www.iasplus.com/en/news/2013/11/maystadt-report>
- Mora, A. (2012). Banco de España vs NIC 39. *Consejeros*, abril, 12-17. Disponible en https://www.aeca.es/old/faif/articulos/bde/_vs/_nic39.pdf
- Mora, A. (2018) The role of Politics and Economics in the International Financial Reporting Standards (IFRS) Adoption. *Estudios de Economía Aplicada*, 36(2), 407 – 428.

- <https://doi.org/10.25115/eea.v36i2.2537>
- Mora, A. (2022). Discussion on Moving Towards the Expected Credit Loss Model under IFRS 9: Capital Transitional Arrangement and Bank Systematic Risk. *Accounting and Business Research* 52 (6), 680-689. <https://doi.org/10.1080/00014788.2022.2027078>
- Mora, A., y Walker, M., (2015). The implications of research on accounting conservatism for accounting standard setting. *Accounting and Business Research*, 45 (5), 620-650. <https://doi.org/10.1080/00014788.2015.1048770>
- Novotny-Farkas, Z. (2016). The interaction of the IFRS 9 expected loss approach with supervisory rules and implications for financial stability. *Accounting in Europe*, 13 (2), 197-227. <https://doi.org/10.1080/17449480.2016.1210180>
- Otero González, L., Ezcurra Pérez, M., Martorell Cunil, O., y Mulet Forteza, C. (2013). Análisis del impacto de la titulación hipotecaria en la estabilidad financiera del sistema bancario español. *Spanish Journal of Finance and Accounting/Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 42 (160), 513-533. <https://doi.org/10.1080/02102412.2013.11102928>
- Orthaus, S. y Rugilo, D. (2023). Revisiting constituents' reflections on the incorporation of day-one losses into IFRS 9. *Accounting in Europe* 20 (1), 93-119. <https://doi.org/10.1080/17449480.2022.2130703>
- Papke, L., y Wooldridge, J. A (2022). Simple, Robust Test for Choosing the Level of Fixed Effects in Linear Panel Data Models. Disponible en: https://www.researchgate.net/publication/362239761/_A/_Simple/_Robust/_Test/_for/_Choosing/_the/_Level/_of/_Fixed/_Effects/_in/_Linear/_Panel/_Data/_Models
- Pelger, C. (2016). Practices of standard-setting — an analysis of the IASB's and FASB's process of identifying the objective of financial reporting. *Accounting, Organizations and Society* 50, 51-73. <https://doi.org/10.1016/j.aos.2015.10.001>
- Penalva, P., y Wagenhofer, A. (2019). Conservatism in Debt Contracting: Theory and Empirical Evidence. *Accounting and Business Research*, 49 (6), 619-647. <https://doi.org/10.1080/00014788.2019.1609899>
- Pérez, D., Salas-Fumás, V., y Saurina, J. (2008). Earnings and Capital Management in Alternative Loan Loss Provision Regulatory Regimes. *European Accounting Review* 17 (3), 423-445. <https://doi.org/10.1080/09638180802016742>
- Poveda, R., (2010). Basilea II. Madrid: Fundación de las cajas de ahorros ed. (FUNCAS).
- Quesada, F.J, Sánchez J.A., Aceituno Palacios, E., Fernández Serrano, L., García Merino, N., Moreno Palmero, E. Pleite García, S y Rojas López, C. (2011). Análisis Financiero de Cajas y Bancos 2006-2010 en España. Revista del Instituto Internacional de Costos, 8, enero/junio: 9-46. Disponible en <https://intercostos.org/wp-content/uploads/2018/03/008.pdf>
- Ramanna, K., y Roychowdhury, S. (2010). Elections and discretionary accruals: evidence from 2004. *Journal of Accounting Research*, 48 (2), 445-475. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2010.00373.x>
- Sagarra, M., Mar-Molinero, C., y García-Cestona, M. (2015). Spanish savings banks in the credit crunch: Could distress have been predicted before the crisis? A multivariate statistical analysis. *The European Journal of Finance*, 21 (3), 195-214. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2013.784208>
- Salas, V., y Saurina, J. (2002). Credit risk in two institutional regimes: Spanish commercial and saving banks. *Journal of Financial Services Research*, 22 (3): 203-224. <https://doi.org/10.1023/A:1019781109676>
- Santos, T. (2017). Antes del diluvio: The Spanish banking system in the first decade of the euro, en *After the flood: How the great recession changed economic thought*, E. L. Glaeser, T. Santos, y E. G. Weyl. (eds.), Univ. Chicago Press.
- Saunders, A.; Strock, E., y Travlos, N.G. (1990). Ownership Structure, Deregulation, and Bank Risk Taking. *The Journal of Finance*, 45 (2): 643-654. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb03709.x>
- Saurina, J., y Trucharte, C.M. (2017). *Las provisiones contracíclicas del Banco de España 2000-2016*. Ed. Banco de España.
- Sevilla Jiménez, M., Torregrosa Martí, T., y Núñez Romero, M. (2017). La información financiera y bancaria oficial y la última crisis económica (1999-2012). El caso del Banco de España. *Estudios de Economía Aplicada*, 35 (3), 583-610. <https://doi.org/10.25115/eea.v35i3.2494>
- Shen, C., Chih, H. (2005). Investor Protection, Prospect Theory, and Earnings Management: An International Comparison of the Banking Industry. *Journal of Banking & Finance* 29, 2675-2697. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.10.004>
- Shehzad, C.T., De Haan, J., y Scholtens, B. (2010). The impact of ownership concentration on impaired loans and capital adequacy. *Journal of Banking and Finance*, 34: 399-408. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.08.007>
- Trujillo-Ponce, A. (2013) What Determines the Profitability of Banks? Evidence from Spain. *Accounting & Finance*, 53, 561-586. <https://doi.org/10.1111/j.1467-629X.2011.00466.x>
- Van Mourik, C., y Walton, P. (2018). The European IFRS endorsement process - in search of a single voice. *Accounting in Europe* 15 (1), 1-32. <https://doi.org/10.1080/17449480.2018.1438635>
- Walsh, C. (2005), Central Bank Independence. Prepared for the New Palgrave Dictionary (December). Disponible en https://people.ucsc.edu/~walshc/MyPapers/cbi_newpalgrave.pdf
- Walton, P. (2020). Accounting and politics in Europe: influencing the standard. *Accounting in Europe*, 17 (3), 303-313. <https://doi.org/10.1080/17449480.2020.1714065>
- Wezel, J., Chan Lau, A., y Columba, F. (2012) Dynamic Loan Loss Provisioning: Simulations on Effectiveness and Guide to Implementation, IMF Working Paper 12/110. Disponible en <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp12110.pdf>
- Woutersen, T., y Hausman, J.A. (2019) Increasing the power of specification tests, *Journal of Econometrics* 211, 166-175. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2018.12.012>
- Zeff, S. (2005). The Evolution of US GAAP: the political forces behind professional standards. *The CPA Journal*, Disponible en <http://archives.cpajournal.com/printversions/cpaj/2005/205/p18.htm>
- Zeff, S. (2012). The evolution of the IASC into the IASB, and the challenges it faces. *The Accounting Review*, Vol. 87 No. 3, 807-837. Disponible en <http://www.jstor.org/stable/23245631>

Anexo: Entidades que forman la muestra (informan de la provisión genérica).

BANCOS
Aresbank
Banca March
Banca Pueyo
Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (BBVA)
Banco Caminos
Banco de Andalucía
Banco de Castilla
Banco de Crédito Balear
Banco de Finanzas e Inversiones (Mediolanum)
Banco de Galicia
Banco de la Pequeña y Mediana Empresa
Banco de Sabadell
Banco de Valencia
Banco de Vasconia
Banco Etcheverría
Banco Guipuzcoano
Banco Marocaine
Banco Popular
Bankinter
Bankoa
Barclays Bank
Deutsche Bank
Dexia Sabadell Banco Local
EBN Banco de Negocios
RBC Dexia Investor Services España
UBS Bank
CAJAS DE AHORROS
Bilbao Bizkaia Kutxa, Aurrezki Kutxa eta Bahitetxea (BBK)
Caixa d'Estalvis Comarcal de Manlleu
Caixa d'Estalvis de Catalunya
Caixa d'Estalvis de Manresa
Caixa d'Estalvis de Sabadell
Caixa d'Estalvis de Tarragona
Caixa d'Estalvis del Penedès
Caixa d'Estalvis Laietana
Caja de Ahorros y Monte de Piedad de las Baleares (Sa Nostra)
Caja de Ahorro Provincial de Guadalajara
Caja de Ahorros de Castilla la Mancha
Caja de Ahorros de Galicia
Caja de Ahorros de la Rioja
Caja de Ahorros de Murcia
Caja de Ahorros de Salamanca y Soria (Caja Duero)
Caja de Ahorros de Santander y Cantabria
Caja de Ahorros de Vitoria y Alava (Cajavital)
Caja de Ahorros y Monte de Piedad de Ontinyent
Caja de Ahorros y Monte de Piedad de Ávila
Caja de Ahorros y Monte de Piedad de Guipúzcoa y San Sebastián (Kutxa)
Caja de Ahorros y Monte de Piedad de Madrid (Caja Madrid)
Caja de Ahorros y Monte de Piedad de Segovia
Caja de Ahorros y Monte de Piedad de Zaragoza, Aragón y Rioja (IBERCAJA)
Caja de Ahorros y Monte de Piedad Círculo Católico de Obreros de Burgos
Caja de Ahorros y Pensiones de Barcelona (La Caixa)
Caja General de Ahorros de Canarias
Caja General de Ahorros de Granada
Caja Provincial de Jaén
Colonya, Caixa d'estalvis de Pollença
Monte de Piedad y Caja General de Ahorros de Badajoz
Montes de Piedad y Caja de Ahorros de Ronda, Cádiz, Almería, Málaga y Antequera (UNICAJA)