

Evolución del conservadurismo de balance con la implantación de las Normas Internacionales de Información Financiera: aplicación al caso de España

The effect of IFRS adoption on balance-sheet conservatism: the Spanish case

Raúl Íñiguez Sánchez*, Universidad de Alicante

Francisco Poveda Fuentes, Universidad de Alicante

Pablo J. Vázquez Veira, Universidad de Alicante

RESUMEN El presente estudio tiene por objeto analizar la evolución del conservadurismo contable en España tras la implantación en 2005 de las Normas Internacionales de Información Financiera. Es de esperar, a la vista de los estudios previos, que el cambio hacia una normativa de corte más anglosajón a la que teníamos previamente, haya producido un descenso del conservadurismo de balance. Mediante una muestra de empresas españolas y del Reino Unido durante el periodo 2000-2009, encontramos evidencia de que la entrada en vigor de las normas internacionales de contabilidad ha provocado una reducción del conservadurismo de balance en el mercado español. En cuanto a la brecha de conservadurismo existente entre España y el Reino Unido, nuestro análisis sugiere que las diferencias de conservadurismo se han reducido de manera significativa. No obstante, nuestro trabajo pone de manifiesto las limitaciones existentes a la hora de medir el conservadurismo abriendo la puerta a futuras investigaciones sobre el tema.

PALABRAS CLAVE Conservadurismo; Valoración; Normas Internacionales de Información Financiera

ABSTRACT This study aims to analyze the effect on accounting conservatism of IFRS adoption in Spain. Following evidence found in previous studies we expect a decline in balance-sheet accounting conservatism due to this change towards a more Anglo-Saxon accounting system. Using a sample of Spanish and UK firms during the period 2000-2009, we find evidence that the adoption of IFRS has led to a decrease of the balance-sheet conservatism in the Spanish market. Regarding the conservatism gap between these two countries, our analysis suggests that the conservatism difference between Spain and the UK has been reduced significantly after the IFRS adoption. Nevertheless, we show the limitations that exist in order to measure balance-sheet conservatism opening the door to new future research.

KEYWORDS Conservatism; Valuation; IFRS.

* **Autor para correspondencia:** Raúl Íñiguez Sánchez. Departamento de Economía Financiera y Contabilidad de la Universidad de Alicante. Carretera de San Vicente s/n 03690 San Vicente del Raspeig, Alicante, España. Tel. +34 965903621, Fax +34 965903621. E-mail: raul.iniguez@ua.es

1. INTRODUCCIÓN

Desde el 1 de enero de 2005, las empresas cotizadas de los estados miembros de la Unión Europea (UE) deben utilizar las Normas Internacionales de Información Financiera (NIIF) en la preparación de sus cuentas consolidadas. Esta decisión se tomó con objeto de asegurar un alto grado de transparencia y comparabilidad en los estados financieros de las empresas de la UE. Una mejora de la comparabilidad se debería traducir en una asignación más eficiente de los recursos, eliminando las posibles trabas en el movimiento de capitales derivadas de posibles diferencias en los marcos contables de cada país miembro⁽¹⁾.

No obstante, aunque el objetivo es ambicioso, este proceso no está exento de dudas. Autores como Ball *et al.* (2000), Ball *et al.* (2003), García *et al.* (2005) o Bushman y Piotroski (2006) mantienen que las diferencias observadas en la práctica contable —i.e., conservadurismo— de los diferentes estados miembros están ligadas a los marcos institucionales de cada país, por lo que la aplicación de una normativa contable estandarizada por sí sola no eliminaría tales diferencias. En la misma línea, Ball *et al.* (2003) argumentan que, sin una política que refuerce el cumplimiento de esa normativa común, las medidas tomadas en aras de una mayor comparabilidad podrían ser del todo inefectivas.

Una de las medidas de referencia en el análisis de la armonización contable es el concepto de conservadurismo de balance, que, siguiendo una definición tradicional del término, podría entenderse como la infravaloración sistemática del patrimonio neto con respecto al valor de mercado de la empresa. Feltham y Ohlson (1995), Beaver y Ryan (2000) y Zhang (2000), entre otros, han descrito este fenómeno desde un punto de vista teórico. Diferentes argumentos se han expuesto a la hora de determinar los motivos por los cuales podría existir conservadurismo de balance. García y Mora (2004) destacan la utilización del coste histórico en la determinación del valor contable de algunos activos o la falta de reconocimiento de determinados activos intangibles como posibles explicaciones de este fenómeno. Smith y Watts (1992) achacan la infravaloración del patrimonio neto al hecho de que las empresas se enfrentan a un abanico de oportunidades de inversión —las llamadas opciones de crecimiento—, oportunidades ya recogidas en los precios de mercado pero aún no presentes en la contabilidad. Holthausen y Watts (2001) también señalan posibles sinergias entre los activos de la empresa como motivo de la discrepancia entre patrimonio neto y valor de mercado: el valor real de dos activos no equivale a su simple suma contable, ni siquiera a la suma de sus valores de mercado individuales, ya que estaríamos obviando el valor de la posible sinergia entre ambos. La preferencia por valorar activos netos al mínimo para los contratos de endeudamiento o para evitar el riesgo de litigación, así como la prudencia de los auditores que lleva implícita la exigencia de mayores requisitos para reconocer incrementos de valor que

(1) Platikanova y Perramon (2012) analizan las consecuencias económicas de la adopción de las NIIF en Europa, comprobando que el esperado aumento de la comparabilidad de la información de los estados financieros y de la calidad de la información contable, conduce a que los mercados sean más líquidos.

reducciones⁽²⁾, son otros de los argumentos que se pueden esgrimir a la hora de justificar la infravaloración sistemática del neto patrimonial contable respecto a su valor de mercado.

Tal y como apuntan Brüggemann *et al.* (2013), el corto espacio de tiempo transcurrido desde la aprobación del marco contable común deriva, evidentemente, en una evidencia empírica escasa al respecto. Por ello, el objetivo planteado en este estudio es el de abordar el análisis del impacto de la nueva normativa contable en el conservadurismo de balance extendiendo el horizonte temporal. En el ámbito nacional, la literatura previa al respecto se limita al análisis del año en el que se implementa dicha norma. Un año, el 2005, marcado por la propia incertidumbre inherente a todo proceso de transición. Por ello, podemos citar como principal aportación de nuestro estudio, el análisis de las diferencias en el conservadurismo de balance en un horizonte temporal superior al año, que fue el corto periodo de tiempo empleado en los primeros trabajos centrados en el mercado español. En tan corto plazo y en un entorno de incertidumbre en el cambio de normativa, es posible que los verdaderos efectos del cambio de normativa pudieran no haberse producido o asimilado por completo. Además, los resultados de únicamente un periodo pueden verse influidos por otros factores externos al que propiamente se está estudiando. Alargar el horizonte temporal permite que factores que únicamente afectaron en un periodo concreto no afecten en gran medida a los resultados. Por ello, mostramos como novedad una comparativa de dos ventanas temporales con una extensión de cinco años cada una (previa y posterior a la adopción de las NIIF), posibilitando así un estudio en profundidad de los posibles cambios en el nivel de conservadurismo.

A su vez, como extensión del trabajo de García y Mora (2004) en lo que a conservadurismo de balance se refiere, analizamos si, efectivamente, la implantación de la normativa contable estandarizada ha generado el efecto esperado. Esto es, si se confirma que el conservadurismo se ha visto reducido como consecuencia de la adaptación de un marco contable más próximo al modelo anglosajón, en contraposición con el vigente hasta ahora en España, de corte continental. O si por el contrario, el mero cambio de la normativa contable, no acompañada con otros cambios institucionales, no ha sido suficiente para observar una reducción en el conservadurismo.

Como aportación a nivel metodológico, creemos necesario mitigar la presencia del efecto escala descrito por Easton y Sommers (2003), con objeto de ofrecer unos resultados realmente robustos. Este efecto está presente tanto en las regresiones con variables no deflactadas (conocidas como regresiones de niveles) como en las regresiones con variables deflactadas pero con un deflactor inadecuado. Aunque García y Mora (2004) ya tratan de controlar el efecto escala en su estudio, en nuestro artículo aplicamos las técnicas de estimación propuestas por Easton y Sommers (2003) para corregir dicho efecto escala, así como la de Hand (2005) y Garrido y Vázquez (2011b). Easton y Sommers (2003) ha marcado tendencia a nivel internacional en la literatura sobre el efecto escala en los últimos años, siendo referencia continua en cualquier trabajo que realice

(2) García y Mora (2003) muestran el sesgo conservador en ocho países europeos al corroborar la asimetría en el reconocimiento de buenas y malas noticias en el resultado contable: las malas noticias se reconocen antes que las buenas.

regresiones de precios sobre valores contables. Hand (2005) también ha sido referente internacional en la literatura reciente e incluso ya ha sido aplicado a nivel nacional por Garrido y Vázquez (2011b). No nos consta artículo alguno que aborde el análisis del conservadurismo en la etapa posterior a la implantación de la normativa común contable y que haya optado por alguna de las técnicas mencionadas.

La muestra de nuestro trabajo abarca una muestra de empresas cotizadas en España y Reino Unido, en el periodo 2000-2009, disponiendo así de una ventana de cinco años previa a la implantación de las NIIF (periodo PRE-NIIF = 2000-2004) y de un periodo posterior también de cinco años (periodo POST-NIIF = 2005-2009). Los resultados obtenidos sugieren que la entrada en vigor de las normas internacionales de contabilidad ha provocado una reducción del conservadurismo de balance en el mercado español aunque dicha evidencia no es concluyente y deja abiertas varias líneas de investigación al respecto. Por un lado, el trabajo pone de manifiesto las dificultades para medir de forma expresa el conservadurismo de balance y, por otro lado, el impacto de crisis económicas como las de 2002 o 2008 hacen difícil aislar los efectos sobre las ratios *book to market* de las compañías. Por un lado, utilizando el análisis de regresión, tal y como se hace en García y Mora (2004), la comparación del caso español con el de un caso típicamente anglosajón (Reino Unido) muestra que en este último país la entrada en vigor de la nueva normativa no ha modificado significativamente su conservadurismo, y que la brecha de conservadurismo existente entre estos dos países se ha reducido de manera significativa. Por otro lado, un análisis univariante del comportamiento de la ratio *book to market* muestra claramente la incidencia de los años atípicos sobre la evolución registrada en ambos países y la sensibilidad de los resultados a las ventanas de evento concretas que se puedan tomar en torno a la entrada en vigor de las NIIF.

La estructura del resto del trabajo es la siguiente: en la sección 2 se revisa la literatura previa; en la sección 3 detallamos el planteamiento y las hipótesis del estudio; en la sección 4 presentamos la muestra así como los procedimientos seguidos para su extracción; en la sección 5 se muestran los resultados del estudio empírico; y, por último, la sección 6 cierra el estudio con las conclusiones.

2. LITERATURA PREVIA

Con objeto de presentar la línea temática que fundamenta la contribución de este artículo, procedemos en esta sección a abordar una revisión de la literatura previa sobre conservadurismo de balance. A su vez hacemos referencia por su estrecha relación, a los principales trabajos sobre conservadurismo de resultados, y a aquellos trabajos que han debatido la influencia en la calidad de la información de otros aspectos institucionales distintos a la propia normativa contable.

2.1. CONSERVADURISMO DE BALANCE

En cuanto a la evidencia empírica en el ámbito del conservadurismo de balance podemos distinguir dos tipos de trabajos: aquellos que se han llevado a cabo en un escenario

previo a la implantación de la normativa común y aquellos que se han desarrollado en el escenario posterior.

2.1.1. *Etapa previa a la implantación de la normativa común*

El trabajo seminal de Joos y Lang (1994) aborda los efectos de la diversidad contable en tres países europeos: Francia, Alemania y Reino Unido. Los autores constatan, para el período 1982-1990, un mayor conservadurismo de balance en los dos países continentales (Francia y Alemania) que en el país de corte anglosajón (Reino Unido). Tanto su análisis univariante —centrado en la ratio book-to-market—, como su análisis de regresión —con el patrimonio neto, junto con el resultado, como variable explicativa del precio de la acción—, avalan esta evidencia. Cabe destacar que los propios autores alertan de que los resultados del análisis de regresión deben ser tomados con cautela, dada la posible existencia de un efecto escala.

Joos (1997), en un artículo posterior, amplía el horizonte temporal (1982-1993) del artículo de Joos y Lang (1994) para centrar su atención en las diferencias en la capacidad explicativa de las variables independientes del modelo —patrimonio neto y resultado— en los mismos tres países. Aunque, en este caso, la variable central del análisis es el R^2 , también arroja evidencia sobre los coeficientes estimados en las regresiones. Se mantienen las conclusiones del Joos y Lang (1994), esto es, existe un mayor conservadurismo de balance en Francia y Alemania que en Reino Unido.

Siguiendo el modelo bivariante, Giner y Rees (1999) analizan, para el caso español, el impacto de la adopción de las directivas en España —el Plan General Contable de 1990—, no detectándose cambio alguno en el coeficiente del neto patrimonial.

Givol y Hayn (2000), a través del análisis de la ratio market-to-book, se centran en el estudio del conservadurismo de balance en otro país de corte anglosajón, en este caso, Estados Unidos. Los autores encuentran evidencia a favor de la existencia de conservadurismo de balance, a la vista de unos valores de la ratio market-to-book siempre superiores a la unidad. Además, el nivel de conservadurismo se hace mayor conforme se avanza en el tiempo.

En cuanto a los tres artículos mencionados —Joos y Lang (1994), Joos (1997) y Givol y Hayn (2000)—, destacamos lo que, a nuestro juicio, suponen dos limitaciones a tener en cuenta: por un lado, los trabajos de Joos y Lang (1994) y Givol y Hayn (2000) apoyan sus conclusiones sobre un análisis empírico univariante (market-to-book), limitando la robustez de los resultados al obviar la información contenida en la cuenta de resultados —en particular, en el beneficio neto—; por otro lado, el análisis de regresión practicado por Joos y Lang (1994) y Joos (1997), aun recogiendo partidas tanto del balance (patrimonio neto) como de la cuenta de resultados (beneficio neto), incluye variables por acción, por lo que los resultados mostrados podrían

estar condicionados por la existencia de un efecto escala (Easton, 1998; Brown *et al.*, 1999; Easton y Sommers, 2003) ⁽³⁾.

Por último, el trabajo de García y Mora (2004) representa, a nuestro juicio, el planteamiento más ambicioso de los trabajos aquí apuntados, ya sea por su extensión temporal (1987-2000), por los países que integran la muestra (hasta ocho países de la UE), o por su solidez econométrica (aplicando una metodología que corrige el efecto escala). La evidencia que presentan es clara: existe un menor conservadurismo de balance en el país de corte anglosajón (Reino Unido) con respecto al resto de países de corte continental, tomados todos ellos como un solo grupo. Como cabe esperar, la mayoría de los países de corte continental (excepto Italia y Suiza) presentan un conservadurismo mayor que el encontrado en el Reino Unido; España, entre ellos.

Dado que todos los trabajos hasta ahora mencionados se corresponden con estudios referidos a la etapa previa a la implantación de la normativa contable común, es evidente que no son comparables con nuestro estudio, cuyo objeto es el análisis de las consecuencias de la implantación efectiva de dicho cuerpo normativo. En el siguiente epígrafe destacamos algunos de los artículos que, al igual que el nuestro, han avanzado en esta última línea de investigación post-implantación.

2.1.2. *Etapa posterior a la implantación de la normativa común*

La evidencia empírica sobre el conservadurismo de balance es escasa en la etapa posterior a la implantación de la normativa común. Callao *et al.* (2007), Horton y Serafeim (2010) y Garrido y Vázquez (2011a) aprovechan la singularidad contable del año 2005, un año en el que las empresas no sólo elaboraron sus estados financieros siguiendo la normativa contable común, sino que también reelaboraron los estados financieros del año anterior (2004) bajo esa nueva normativa. Esto permite abordar un estudio comparativo entre el marco contable local y el nuevo marco común aplicados sobre una misma base: los hechos económicos del año 2004.

Callao *et al.* (2007) estudian las empresas del índice de referencia bursátil español, el Ibex-35. Adoptan, además, un análisis univariante, analizando posibles diferencias en la ratio book-to-market. Aunque la hipótesis de partida es que la entrada en vigor de las NIIF reduzca la diferencia entre la magnitud contable y la de mercado, lo cierto es que encuenran evidencia en sentido contrario, esto es, lejos de disminuir el conservadurismo de balance, lo que se observa es un aumento del mismo.

Cabe destacar la importante aportación de Callao *et al.* (2007) a la literatura, ya que supone el primer estudio en torno al impacto en España de la adaptación de la normativa contable europea. No obstante, creemos que su principal limitación es el tamaño mues-

(3) Cabe destacar que la literatura ha descrito dos posibles «efecto escala». Por un lado, autores como Easton (1998) y Brown *et al.* (1999) critican el uso del número de acciones como deflactor dado que es un parámetro del todo discrecional, donde la decisión, por ejemplo, de llevar a cabo un *split* o un *contra-split* provocaría por sí misma la aparición de una correlación espúrea entre las variables deflactadas. Por otro lado, Easton y Sommers (2003) arrojan evidencia en torno a la existencia de un efecto escala en regresiones con variables tanto en niveles como deflactadas por acción, derivado de la influencia recurrente de las observaciones extremas: la eliminación de las observaciones consideradas inicialmente como extremas no consigue erradicar el problema, puesto que aparecen nuevas observaciones extremas. Y así, sucesivamente.

tral, ya que únicamente aborda las treinta y cinco empresas que constituyen el IBEX-35. Así mismo, y al igual que ocurre con los artículos ya mencionados de Joos y Lang (1994) y Givoly y Hayn (2000), la evidencia empírica mostrada se obtiene a partir de un análisis univariante, con la limitación que ello conlleva.

Garrido y Vázquez (2011a) se centran en empresas españolas pero extendiendo la magnitud de la muestra al total del mercado continuo —salvo empresas del sector financiero o asegurador—. Los autores optan, a su vez, por un análisis de regresión, en el que el precio de la acción figura como variable dependiente y las variables contables de referencia —patrimonio neto y resultado, ambas por acción— como variables independientes. Los resultados que obtienen están en la línea de los mostrados por Callao *et al.* (2007): los inversores parecen dar la espalda a los ajustes que obliga a efectuar la adopción de las IFRS en lo que el patrimonio neto se refiere.

Aun suponiendo un avance con respecto al artículo de Callao *et al.* (2007) —tanto en el tamaño muestral como en la utilización de un análisis de regresión bivalente—, la evidencia mostrada por Garrido y Vázquez (2011a), al emplear datos deflactados por acción, se ve lastrada por el efecto que sobre los coeficientes estimados provoca la existencia de un efecto escala⁽⁴⁾.

Tras pasando las fronteras del mercado español, nos encontramos con el artículo de Horton y Serafeim (2010), donde se analiza el caso de Reino Unido. La evidencia que encuentran sí va en la línea de lo esperado para un país de corte anglosajón: la adopción de las IFRS no altera la relación entre el precio y el patrimonio neto.

Por lo tanto, en lo que respecta a la literatura previa ligada al estudio de los efectos de la implantación de las directrices europeas en materia contable, nos encontramos, para el caso español, con dos artículos limitados en el plano metodológico, y centrados exclusivamente en el año en el que se introduce la normativa. Un año caracterizado por un entorno de incertidumbre propio de una etapa de transición, en el que los verdaderos efectos del cambio de normativa pueden no haberse producido o asimilado por completo. Por ello, es necesario un estudio con un horizonte temporal a más medio/largo plazo y que corrija, en la medida de lo posible, las carencias metodológicas presentes en los estudios previos. Además, los resultados de únicamente un periodo pueden verse influidos por otros factores externos al que propiamente se está estudiando. Alargar el horizonte temporal, además de ser estadísticamente más robusto por el mayor número de observaciones —lo que debe llevarnos a conclusiones más estables y consistentes— permite que factores que únicamente afectaron en un periodo concreto no afecten en gran medida a los resultados. En este contexto es donde se justifican las aportaciones del presente artículo.

2.2. CONSERVADURISMO DE RESULTADOS

Aunque el objeto de nuestro estudio es el análisis de la evolución del conservadurismo de balance, dada su estrecha conexión, consideramos oportuno abordar una breve re-

(4) Los resultados de la tabla 3 de Easton y Sommers (2003) no pueden ser más reveladores al respecto: en el período 1982-1999, mientras que en la regresión en la que no se corrige el efecto escala el coeficiente estimado del resultado es positivo (6,36) y significativo, el mismo coeficiente se vuelve negativo (-0,06) y significativo en la regresión corregida.

visión de la literatura en torno al conservadurismo de resultados. En cierta medida, el conservadurismo de balance que se estudia en el presente artículo tiene una relación inversa con el conservadurismo de resultados en la medida en que dichos resultados no contienen información sobre los activos no reconocidos (Pope y Walker 2003). De este modo, una reducción en el conservadurismo de balance, como la que se documenta en el presente trabajo, puede llevar asociado el reconocimiento de resultados sobre activos «menos conservadores» y, por tanto, provocar un aumento de las medidas de conservadurismo de resultados.

Basándose en la metodología propuesta por Basu (1997) en su artículo seminal, la literatura previa ha demostrado ampliamente que el conservadurismo de resultados ha sido históricamente superior en los países anglosajones con relación a los países continentales. El artículo de García *et al.* (2005) constituye una referencia básica en el estudio del conservadurismo de resultados en el contexto europeo. Confirmando la hipótesis de partida, los autores encuentran un mayor conservadurismo de resultados en el Reino Unido en contraposición a los países continentales.

En ese mismo contexto europeo, Giner y Rees (2001) también analizan el conservadurismo de resultado centrando su atención en Francia, Reino Unido y Alemania. Los autores confirman la existencia de ese conservadurismo en los tres países, aunque en mayor medida en el país anglosajón. También llaman la atención sobre el efecto tamaño, ya que las empresas de Reino Unido son, por término medio, menores.

También destacamos el trabajo de García *et al.* (2008), que compara las diferencias en el grado de conservadurismo entre empresas del mismo país, según se inclinen por utilizar la normativa local o bien opten por acogerse a la normativa contable internacional. Los autores hallan evidencia que respalda un incremento en el conservadurismo de resultados para aquellas empresas que han decidido acogerse voluntariamente a las NIIF respecto a las que siguen aplicando las normas locales.

En cuanto a su evolución en el tiempo, merece la pena destacar el trabajo de Grambovas *et al.* (2006), que constata un incremento en el conservadurismo de resultado en el ámbito europeo con el paso del tiempo. Y en cuanto a la relación entre el conservadurismo del resultado y el riesgo de litigio en el sector bancario de nuestro país, destacamos el trabajo de Amor *et al.* (2011)⁽⁵⁾.

Dado que el estudio del impacto de la transición contable en el conservadurismo está en su fase inicial, la variedad de trabajos al respecto es escasa. No obstante, podemos destacar a André y Filip (2012), que trabajan ya con una muestra que abarca tanto el escenario previo como el posterior a la implantación de la normativa común. Su estudio encuentra evidencia a favor de la desaparición de las diferencias entre países en lo que a conservadurismo de resultados se refiere. Estos resultados representarían un espaldarazo a la actuación de las autoridades en lo referente a materia de homogeneización contable, puesto que las diferencias tanto institucionales como legales de cada país habrían quedado en un segundo plano.

(5) En cuanto a la influencia del cambio contable en la comparabilidad de los estados financieros bancarios, véase Marín *et al.* (2008).

Por otro lado, Piot *et al.* (2011) aportan evidencia adicional tomando en consideración otras variables de interés que puedan aportar luz a los cambios observados en el grado de conservadurismo durante la transición. Estos autores hallan evidencia de que el conservadurismo de resultados ha descendido al aplicarse la normativa internacional, especialmente en las empresa auditadas por una de las cuatro grandes empresas auditoras a nivel mundial (Big 4), y en aquellos países con mayor divergencia entre normas locales preexistentes y las normas internacionales. Sin embargo, tanto Barth *et al.* (2008) como Barth *et al.* (2012) encuentran evidencia en torno a un incremento en el conservadurismo de resultado tras la adopción de las NIIF.

2.3. INFLUENCIA EN LA CALIDAD DE LA INFORMACIÓN DE OTROS ASPECTOS INSTITUCIONALES DISTINTOS A LA PROPIA NORMATIVA CONTABLE

A continuación citamos aquellos trabajos que debaten la influencia en la calidad de la información de otros aspectos institucionales distintos a la propia normativa contable. Ball *et al.* (2003) muestran que la calidad de la información no depende exclusivamente del juego de normas contables establecidas, sino que otras variables como los incentivos de los elaboradores de las cuentas anuales, o variables políticas, tienen una influencia determinante. Para ello estudian cuatro países asiáticos (Hong Kong, Malasia, Singapur y Tailandia) que utilizan normas contables consideradas de alta calidad (tipo anglosajón), pero con estructuras institucionales débiles, lo que resulta en que la información divulgada en estos países sea de baja calidad. De esta forma, serían imprescindibles cambios, no sólo en las normas contables, sino también en los sistemas económicos, políticos y legales.

Igualmente, nos gustaría citar el trabajo de Ding *et al.* (2007), que confirma que los factores institucionales de cada país influyen en la calidad de la información. Estos autores estudian el papel de cinco factores institucionales: origen legal, concentración de la propiedad, desarrollo económico, importancia de la profesión contable e importancia de los mercados de capitales. Sus resultados indican que el mero cambio de la normativa contable sin las correspondientes mejoras institucionales podría no producir los efectos deseados sobre la calidad de la información.

Así pues, no queda claro a la vista de los estudios previos si la mera implantación de unas normas internacionales consideradas de alta calidad, habrá producido sobre nuestro país un aumento de la calidad de la información proporcionada por nuestras empresas y así pues, una reducción del conservadurismo contable. A estudiar este último aspecto destinamos el resto del artículo.

3. PLANTEAMIENTO E HIPÓTESIS

En el artículo de García y Mora (2004) se obtiene evidencia de que en todos los países europeos analizados, entre ellos España, existe conservadurismo de balance, siendo mayor para los países de corte continental, como España, frente a los países de corte anglosajón, como Reino Unido. Su artículo se convirtió en una referencia esencial con implicaciones evidentes, pues se publicó justo antes de la implantación de las NIIF en

2005 para las cuentas consolidadas de las compañías cotizadas en todos los estados miembros de la Unión Europea.

En este contexto, el planteamiento base de nuestro artículo se centra en analizar el impacto sobre el conservadurismo contable de la implantación de las NIIF en nuestro ordenamiento jurídico interno. Partiendo de las diferencias citadas en el párrafo previo y en la revisión de la literatura, cabe esperar que en comparación con el marco contable previo vigente en España, la implantación de unas normas contables de corte más anglosajón como son las NIIF implique una reducción del conservadurismo de balance presente en los estados financieros de las compañías cotizadas españolas. Esto se traduciría en menores divergencias entre los valores de mercado y los valores contables de los activos y pasivos de las empresas españolas.

Ahora bien, también debemos recordar que es posible que la reducción esperada en el conservadurismo no sea total, sino sólo parcial o en menor grado de lo previsto, a la luz de los resultados de diversos estudios que indican que, sin la modificación de otros factores institucionales, es posible que la información finalmente elaborada por las empresas no refleje esta mayor calidad (véase Ball *et al.*, 2003, y Ding *et al.*, 2007).

Es evidente que cualquier cambio en la normativa contable de un país implica variaciones en la información contable proporcionada. Debemos destacar el trabajo de Bae *et al.* (2008), que proporciona información sobre el nivel de variación que ha supuesto la aplicación de las NIIF con relación a la norma previa nacional en un total de cincuenta países, España y Reino Unido incluidos. En la tabla 1 de dicho trabajo se muestra si la aplicación de 21 normas contables ha provocado que haya diferencias entre la normativa previa y la posterior. Sus resultados muestran que nuestro país, España, ha sido uno de los que más variaciones se producen (en 16 de las 21 normas analizadas), mientras que en el Reino Unido sólo se producen variaciones en 1 de las 21 normas. Sin embargo, este trabajo no nos indica si las variaciones producen un mayor o menor conservadurismo, por lo que a continuación damos nuestro propio punto de vista sobre las principales diferencias entre la normativa internacional que se aplica desde 2005 y nuestro anterior PGC español, incidiendo en su efecto sobre el balance de las empresas.

En primer lugar, las NIIF requieren que una gran parte de los activos financieros se registren a valor razonable, reconociéndose tanto los incrementos de valor como las disminuciones⁽⁶⁾. Esto no sucedía en el anterior PGC español, en el que las minusvalías sí se registraban, aunque fueran en forma de provisiones, pero en ningún caso las plusvalías no realizadas. Así, en un escenario de incremento de precios de mercado, observaríamos un mayor valor de los activos financieros y del patrimonio neto de las empresas con respecto a la normativa anterior, acercándose el valor contable a su valor de mercado, y por tanto, observándose un menor conservadurismo de balance.

En segundo lugar, las deudas ya no se reflejan por el valor de reembolso, sino por su valor razonable o su valor actual (coste amortizado). Esto supone una disminución del

(6) Algunos de los incrementos de valor se anotan directamente en el patrimonio neto, en lugar de pasar por la cuenta de resultados. Véase Giner y Pardo (2011) para obtener una visión más clara sobre la relevancia valorativa del resultado global frente al resultado neto en una muestra de países europeos.

valor de algunos pasivos con respecto al que había en la normativa anterior, y por tanto a un acercamiento entre su valor razonable y su valor en contabilidad, lo que redundaría en un menor conservadurismo.

En tercer lugar, las NIIF permiten actualizar el valor de los activos no corrientes a su valor razonable. Si bien esta opción no habrá sido aplicada en gran medida por las empresas españolas, quizás con la única excepción de las inversiones inmobiliarias, supondría una disminución del conservadurismo contable, ya que supone el abandono del criterio del coste histórico.

En cuarto lugar, las normas internacionales son más precisas y rigurosas sobre la forma de calcular los deterioros, aspectos sobre los que nuestra normativa nacional apenas daba orientaciones. Esto implicaría una mayor precisión en el importe estimado y contabilizado de la pérdida prevista, acercando el valor en libros al valor de mercado, y reduciendo el conservadurismo en balance.

En quinto lugar, las NIIF fijan mayores limitaciones a la hora de reconocer provisiones, y en caso de hacerlo, se realiza también a valores actuales, lo que redundará en un menor pasivo previsto, y por tanto un mayor patrimonio neto y menor conservadurismo en balance.

En sexto lugar, el fondo de comercio, que con la normativa española previa debía amortizarse, ahora con la normativa internacional no se amortiza, sino que se comprueba periódicamente su deterioro. Por ello, en aquellas empresas con fondos de comercio que subsisten en el tiempo sin deteriorarse su valor, el activo refleja mejor su verdadero valor en la gran mayoría de los casos, siendo pues el conservadurismo de balance también menor.

En séptimo lugar, la normativa nacional permitía, cumpliéndose estrictos requisitos, la capitalización de los gastos de investigación y desarrollo. La normativa internacional no permite la capitalización de los gastos de investigación, resultando en este caso en un mayor conservadurismo en las normas internacionales en aquellas empresas con grandes gastos de investigación potencialmente activables.

En resumidas cuentas, hay una clara tendencia a un menor conservadurismo con las normas internacionales, y todo ello a pesar de no producirse cambios en otros factores institucionales que podrían ser relevantes para ello. No obstante, quizás sean necesarios varios años para que se asimilen correctamente todos estos cambios, y por tanto evidencien todas las implicaciones derivadas de los mismos. Por ello, nos centraremos en una ventana de cinco años anteriores y posteriores a la aplicación de las normas internacionales.

Hipótesis 1: La implantación de las NIIF implica una reducción del conservadurismo de balance en la contabilidad de las compañías cotizadas en el mercado español.

Para contrastar la primera hipótesis, se plantea la clásica estimación de relevancia valorativa, basada en las conclusiones del modelo de Ohlson (1995), y en el que se toma el coeficiente estimado para el valor en libros como medida del grado de conservadurismo

de balance. Concretamente, siguiendo la misma pauta que García y Mora (2004), la regresión realizada es la siguiente:

$$MV_i = \alpha + \beta E_i + \gamma BV_i + u_i \quad (1)$$

Donde MV : valor de mercado; E : beneficio neto y BV : valor en libros o patrimonio neto.

Siguiendo las explicaciones de García y Mora (2004), la relación entre el valor de mercado y el valor en libros, medida a través del coeficiente γ , se ve influida por un problema de error de medida en la variable explicativa valor en libros. Concretamente, el verdadero valor del patrimonio neto es una variable inobservable. Lo que observamos es el valor en libros ya afectado por el conservadurismo contable y por otros factores adicionales:

$$BV_{real} = BV_{observado} + FCNR$$

Donde BV_{real} sería al verdadero valor del patrimonio neto, $BV_{observado}$ sería el que muestran las cuentas de la compañía y $FCNR$ sería el fondo de comercio no reconocido por la contabilidad.

A su vez, García y Mora (2004) distinguen entre dos componentes en el fondo de comercio no reconocido: a aquellos que sí guardan una relación con el neto contable los englobamos dentro de la variable $FCNR(A)$, y a los no guardan relación alguna dentro de la variable $FCNR(B)$. Así pues:

$$FCNR = FCNR(A) + FCNR(B)$$

Donde la covarianza entre $FCNR(A)$ y la variable BV será positiva, y la covarianza entre $FCNR(B)$ y la variable BV será cero.

Con todo lo anterior, al expresar el modelo en términos del valor en libros reflejado en la contabilidad (variable medida con error), se están omitiendo dos variables en el modelo que son precisamente ambas vertientes del fondo de comercio no reconocido:

$$MV_i = \alpha + \beta E_i + \gamma BV_i + \mu FCNR(A) + \pi FCNR(B) + u_i$$

En función de la correlación que pueda existir entre las variables omitidas y la variable observable que viene dada por el valor en libros contable, la incidencia de la omisión tendrá efectos o no sobre el coeficiente. En una contabilidad conservadora, los aumentos de valor no se registran contablemente hasta que no se materializan mientras que las pérdidas, aun no siendo firmes, sí que se contemplan. Esto provocaría que en un entorno con plusvalías latentes no registradas, el BV observado en los estados financieros de una contabilidad de corte conservador estuviera por debajo del BV real, provocando que la variable omitida $FCNR$ tuviera un valor positivo. La entrada en vigor de normas menos conservadoras que permitieran incorporar al BV observado dichas plusvalías,

o parte de ellas (según el tipo de activos), provocaría una reducción en el coeficiente estimado asociado al *BV* observado.

Por un lado, lo expresado en el párrafo anterior se da, por ejemplo, en el caso de los activos financieros en los que el cambio normativo imperado por las NIIF llevaría a un reconocimiento contable de las plusvalías latentes. Se trataría en este caso de que, tras la entrada en vigor de las NIIF aumentaría el *BV* observado provocando una disminución en el coeficiente gamma estimado [estaríamos hablando en este caso de la omisión de *FCNR(A)*]. Por otro lado, en otro tipo de activos como, por ejemplo, los inmovilizados de uso propio, la entrada en vigor de las NIIF no provocaría alteración alguna en este sentido pues no alteraría el *BV* observado. En este segundo caso se trataría de la omisión de una variable relevante incorrelacionada cuyo efecto se trasladaría al intercepto de modelo de regresión [estaríamos hablando en este caso de la omisión de *FCNR(B)*].

Adicionalmente, existen muchos intangibles no reconocidos que formarían parte del valor del *BV* real, como podrían ser la imagen de marca, la cartera de clientes, la calidad de la plantilla etc., que no se reconocen en la normativa previa, ni se reconocerán en la normativa posterior por no cumplir los criterios de identificabilidad y, por tanto, que no afectan al *BV* observado. Dichas partidas quedarían siempre dentro de la variable omitida *FCNR* y la entrada en vigor de las NIIF no provocaría alteración alguna sobre la variable observada *BV*, se trataría de la omisión de una variable incorrelacionada con los regresores.

Por todo lo anterior, un cambio normativo no se puede circunscribir en exclusiva al componente *FCNR(B)*, ni al *FCNR(A)* sino que puede tener incidencia en ambos componentes de forma que tenga un traslado, al menos parcial, sobre el coeficiente asociado al *BV* observado (también obviamente afectará al intercepto). Este hecho pone de manifiesto que un cambio en el grado de conservadurismo puede verse reflejado en el coeficiente en cuestión, aunque existe un inevitable error de medida que ha de tenerse en cuenta a la hora de interpretar las conclusiones del trabajo.

Adicionalmente, es importante tener en cuenta que una reducción del conservadurismo podría no verse reflejado en el coeficiente γ en caso de que las nuevas normas contables provocaran un cambio similar en las empresas que conforman la muestra de estudio [en cuyo caso, este sesgo afectaría a *FCNR(B)*]. En dicho contexto, al no captarse a través del coeficiente del valor en libros, se observaría un aumento en el intercepto de los modelos de regresión con la entrada en vigor del nuevo marco normativo⁽⁷⁾. Desde nuestro punto de vista, dado que no es viable asumir que el cambio normativo se pueda asignar en exclusiva a los componentes *FCNR(B)* o *FCNR(A)*, habrá que prestar atención tanto a los cambios en el coeficiente como a los cambios en el intercepto. No obstante, el intercepto puede aglutinar infinidad de efectos de los que no es posible aislar el conservadurismo en sí. Por ello, se presta mayor atención al coeficiente del valor en libros como base del contraste de conservadurismo tras haber hecho constar todas las limitaciones al respecto.

(7) Los autores agradecen a un revisor anónimo de la revista dichas observaciones.

En definitiva, en un entorno normativo más conservador, la utilización de la variable observable valor en libros, implica que el coeficiente γ esté sesgado al alza (debido precisamente a la omisión de *FCNR* y de su correlación, al menos parcial, con el verdadero valor del patrimonio neto). Por ello, mayores valores estimados en dicho coeficiente se asocian a un mayor grado de conservadurismo contable o, en términos más concretos, la implantación de las NIIF, por su carácter menos conservador respecto del PGC 1990, pueden llevar a una caída parcial en el coeficiente del valor en libros estimado en el modelo (1).

El problema de omisión de variables relevantes, dificulta en gran medida la interpretación de los resultados, pues obsérvese que una reducción del coeficiente podría deberse tanto a una reducción de la parte inobservable sesgo causado por el conservadurismo contable, como a una reducción de la otra parte inobservable de la relación precio-valor contable, y más a la vista de la crisis financiera iniciada en 2007. Si bien a efectos empíricos esta diferenciación es muy difícil de separar, con objeto de reducir al máximo su influencia en nuestros resultados y controlar un posible cambio en la relación precio-valor contable, en el último subapartado del estudio empírico se incorporan diversos análisis de sensibilidad para tratar de aislar, en la medida de lo posible, el conservadurismo y aportar robustez a las conclusiones.

De esta forma, y aun a sabiendas de la limitación antes explicada, nuestra interpretación de los resultados sería que un mayor valor del coeficiente podría estar indicando mayor conservadurismo de balance, debido al sesgo que supone el fondo de comercio no contabilizado o una contabilidad de corte conservador que tiende a registrar los activos por el precio más prudente y a contemplar los pasivos en el escenario menos favorable para la empresa. Esta idiosincrasia de las contabilidades de corte conservador provoca una infravaloración del valor en libros de las compañías que, al margen de expectativas y fondos de comercio no reconocidos, se sitúa sistemáticamente por debajo del valor de mercado de la compañía. En el modelo (1) esta situación implicaría que el coeficiente que acompaña al valor en libros tendrá que ser de mayor dimensión cuanto mayor sea la infravaloración del valor en libros. Es decir, a mayor conservadurismo, mayor será el coeficiente estimado.

Por otro lado, siguiendo también a García y Mora (2004) debemos mencionar el efecto de incluir la variable Resultado en el modelo (1), ya que el coeficiente del valor en libros podría estar afectado por la persistencia del resultado. Así, es de sobra conocido que un resultado más persistente suele implicar mayor importancia del coeficiente del resultado, mientras que un resultado más transitorio o incluso unas pérdidas, implican una mayor importancia de la variable valor contable (Hayn, 1995; Berger *et al.*, 1996; y Burgsthaler y Dichev, 1997). No obstante, este efecto sería relevante en serie temporal para una empresa concreta y no debería tener un efecto sobre nuestros resultados utilizando sección cruzada, salvo que de manera generalizada se haya producido un cambio en la persistencia del resultado del conjunto de empresas españolas. De nuevo, la posible implicación de cambios en el coeficiente de persistencia se considera como parte del análisis de sensibilidad que se incluye en el último subapartado del estudio empírico.

El modelo (1) se estima en dos subperiodos. En primer lugar se estima entre los años 2000 y 2004 para disponer de una ventana previa a las NIIF de cinco años y, en segundo lugar, se estima una ventana simétrica para el periodo posterior a la implantación de las NIIF, esto es, 2005 a 2009. De este modo se trata de contrastar la presencia de conservadurismo tanto antes como después de la entrada en vigor de las NIIF. No obstante, el verdadero contraste de la hipótesis 1 enunciada arriba se realiza analizando si se producen variaciones entre ambos subperiodos en el coeficiente que mide el conservadurismo de balance. Concretamente se estimará el siguiente modelo:

$$MV_t = \alpha_0 + \alpha_1 DNIC_t + \beta_0 E_t + \beta_1 E_t DNIC_t + \gamma_0 BV_t + \gamma_1 BV_t DNIC_t + u_t \quad (2)$$

Donde MV : valor de mercado de la empresa; E : beneficio neto y BV : valor en libros y $DNIC$: variable binaria que toma el valor 0 para el periodo 2000-2004 (pre-NIIF) y el valor 1 para el periodo 2005-2009 (post-NIIF).

En la estimación del modelo (2), se ha establecido como categoría base el periodo pre-NIIF por lo que los coeficientes asociados a la variable binaria implican el incremento que se produce en los mismos con la entrada en vigor de las NIIF. De este modo, contrastando la significatividad del coeficiente γ_1 estamos realizando explícitamente el contraste de la hipótesis 1 enunciada previamente. Dicha hipótesis prevé que se produzca una disminución del conservadurismo con la entrada en vigor de las NIIF con lo que cabe esperar un coeficiente negativo.

Los resultados de García y Mora (2004) muestran que el conservadurismo es significativamente superior en países de corte continental como España frente a los de corte anglosajón como el Reino Unido. Partiendo de esa posición inicial, se plantea como segunda hipótesis del presente trabajo analizar si la implantación de las NIIF implica una reducción de la brecha de conservadurismo existente entre ambos países. Concretamente se enuncia como sigue:

Hipótesis 2: La implantación de las NIIF implica una reducción de las diferencias de conservadurismo entre España y Reino Unido.

El punto de partida del planteamiento (diferencias de conservadurismo entre España y Reino Unido) se basa en trabajos previos por lo que, como primera aproximación, se plantea una estimación en sección cruzada con datos de ambos países e introduciendo una variable binaria que mida las diferencias entre los coeficientes. Concretamente se estima el siguiente modelo:

$$MV_t = \alpha_0 + \alpha_1 DESP_t + \beta_0 E_t + \beta_1 E_t DESP_t + \gamma_0 BV_t + \gamma_1 BV_t DESP_t + u_t \quad (3)$$

Donde MV : valor de mercado de la empresa; E : beneficio neto y BV : valor en libros y $DESP$: variable binaria que toma el valor 0 para Reino Unido y el valor 1 para España.

Dado que se establece como categoría base los datos del Reino Unido, los coeficientes asociados a la variable binaria se interpretan como la variación de los coeficientes españoles con relación a los de Reino Unido. De este modo se espera que, en el periodo

pre-NIIF, el coeficiente que mide el conservadurismo de balance (γ_t) sea positivo mientras que, en el periodo post-NIIF, la magnitud de la diferencia se reduzca, o bien desaparezca.

Adicionalmente a la estimación del modelo [3], el contraste explícito sobre la hipótesis 2 pasa por plantear un contraste estadístico sobre la diferencia de dichos coeficientes entre los subperiodos pre-NIIF y post-NIIF. Por ello, se plantea un cuarto modelo de estimación con variables binarias combinadas cuya especificación concreta sería la siguiente:

$$MV_t = \alpha_0 + \alpha_1 DESP_t + \alpha_2 DNIC_t + \alpha_3 DESP_t DNIC_t + \beta_0 E_t + \beta_1 E_t DESP_t + \beta_2 E_t DNIC_t + \beta_3 E_t DESP_t DNIC_t + \gamma_0 BV_t + \gamma_1 BV_t DESP_t + \gamma_2 BV_t DNIC_t + \gamma_3 BV_t DESP_t DNIC_t + u_t \quad (4)$$

Donde MV : valor de mercado de la empresa; E : beneficio neto y BV : valor en libros; $DESP$: variable binaria que toma el valor 0 para Reino Unido y el valor 1 para España; $DNIC$: variable binaria que toma el valor 0 para el periodo 2000-2004 (pre-NIIF) y el valor 1 para el periodo 2005-2009 (post-NIIF).

En el modelo (4) se establece como categoría base al periodo pre-NIIF del Reino Unido por lo que el contraste directo de la hipótesis segunda pasa por la significatividad del coeficiente sobre el valor en libros en la interacción de las variables binarias de país y periodo, esto es, coeficiente γ_3 .

4. MUESTRA Y PROCEDIMIENTOS

Como ya se ha comentado, la muestra con la que hemos llevado a cabo el estudio abarca desde el ejercicio 2000 hasta el 2009. Los datos han sido extraídos de la base de datos COMPUSTAT GLOBAL VANTAGE y los estadísticos descriptivos básicos de las variables que intervienen en la estimación de los modelos (1) a (4) se resumen en la tabla 1 para las empresas españolas⁽⁸⁾. Debido a las peculiaridades que pueden presentar los coeficientes de los modelos de valoración en el caso de empresas con pérdidas, se trabaja únicamente con resultados por acción positivos⁽⁹⁾.

La estimación de los modelos 1 y 2 se lleva a cabo con datos del mercado español para el contraste de la hipótesis 1. A su vez, la estimación de los modelos 3 y 4 se realiza de forma conjunta con datos del mercado español y del mercado británico en aras de contrastar las diferencias entre países en los periodos pre-NIIF y post-NIIF. Por todo ello, se presenta la tabla 2 con una estadística descriptiva para las empresas del Reino Unido.

(8) Todas las variables que intervienen en el trabajo se han truncado en sus percentiles 1-99 para reducir el efecto de valores extremos. Igualmente se ha repetido el estudio windsorizando las variables sin que varíen los resultados en ningún caso.

(9) La inclusión de empresas con pérdidas, dado el escaso peso sobre la muestra total, no altera los resultados del trabajo, aunque se ha preferido omitirlas para favorecer la homogeneidad en el comportamiento de los coeficientes de valoración.

TABLA 1
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LOS DATOS DE LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS

MV: Valor de mercado; *E*: beneficio neto; *BV*: valor en libros; *N*: Número de observaciones; *Mean*: valor medio de la variable; *Std.Dev.*: desviación estándar de la variable; *Min*: valor mínimo de cada variable; *Max*: valor máximo de cada variable.

Panel A: Periodo total (2000-2009)

| | <i>N</i> | <i>Mean</i> | <i>Std. Dev.</i> | <i>Min</i> | <i>Max</i> |
|-----------|----------|-------------|------------------|------------|------------|
| <i>MV</i> | 1.238 | 3.831,54 | 10.988,68 | 0,70 | 104.634,50 |
| <i>E</i> | 935 | 314,88 | 937,91 | 0,02 | 9.060,21 |
| <i>BV</i> | 1.950 | 2.563,53 | 7.559,10 | 0,12 | 68.666,56 |

Panel B: Periodo PRE-NIIF (2000-2004)

| | <i>N</i> | <i>Mean</i> | <i>Std. Dev.</i> | <i>Min</i> | <i>Max</i> |
|-----------|----------|-------------|------------------|------------|------------|
| <i>MV</i> | 598 | 3.065,05 | 8.821,17 | 0,70 | 7.6395,42 |
| <i>E</i> | 456 | 209,09 | 479,64 | 0,05 | 3.133,20 |
| <i>BV</i> | 939 | 1.836,57 | 5.044,60 | 0,12 | 38.707,00 |

Panel C: Periodo POST-NIIF (2005-2009)

| | <i>N</i> | <i>Mean</i> | <i>Std. Dev.</i> | <i>Min</i> | <i>Max</i> |
|-----------|----------|-------------|------------------|------------|------------|
| <i>MV</i> | 510 | 5.066,29 | 13.401,52 | 1,58 | 104.634,50 |
| <i>E</i> | 461 | 425,49 | 1.237,47 | 0,02 | 9.060,21 |
| <i>BV</i> | 804 | 3.984,11 | 10.228,22 | 0,83 | 68.666,56 |

TABLA 2
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LOS DATOS DE LAS EMPRESAS DEL REINO UNIDO

MV: Valor de mercado; *E*: beneficio neto; *BV*: valor en libros; *N*: Número de observaciones; *Mean*: valor medio de la variable; *Std.Dev.*: desviación estándar de la variable; *Min*: valor mínimo de cada variable; *Max*: valor máximo de cada variable.

Panel A: Periodo total (2000-2009)

| | <i>N</i> | <i>Mean</i> | <i>Std. Dev.</i> | <i>Min</i> | <i>Max</i> |
|-----------|----------|-------------|------------------|------------|------------|
| <i>MV</i> | 10.026 | 1.226,85 | 6.556,39 | 0,04 | 127.867,10 |
| <i>E</i> | 7.928 | 138,34 | 930,25 | 0,00 | 22.320,01 |
| <i>BV</i> | 14.101 | 1.580,76 | 9.111,65 | 0,00 | 136.431,00 |

Panel B: Periodo PRE-NIIF (2000-2004)

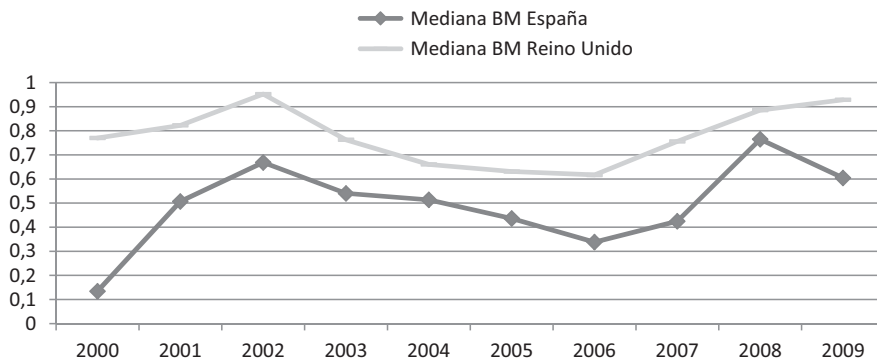
| | <i>N</i> | <i>Mean</i> | <i>Std. Dev.</i> | <i>Min</i> | <i>Max</i> |
|-----------|----------|-------------|------------------|------------|------------|
| <i>MV</i> | 4.414 | 1.028,01 | 5.845,28 | 0,04 | 119.787,30 |
| <i>E</i> | 3.724 | 82,56 | 539,61 | 0,01 | 15.735,49 |
| <i>BV</i> | 6.415 | 1.238,96 | 6.664,04 | 0,00 | 86.623,00 |

Panel C: Periodo POST-NIIF (2005-2009)

| | <i>N</i> | <i>Mean</i> | <i>Std. Dev.</i> | <i>Min</i> | <i>Max</i> |
|-----------|----------|-------------|------------------|------------|------------|
| <i>MV</i> | 5.612 | 1.383,24 | 7.062,17 | 0,10 | 127.867,10 |
| <i>E</i> | 4.204 | 187,74 | 1.170,04 | 0,00 | 22.320,01 |
| <i>BV</i> | 7.686 | 1.866,03 | 10.727,57 | 0,03 | 136.431,00 |

Dada la controversia existente en torno a la medición del conservadurismo, a continuación se realiza un análisis preliminar centrado directamente en la variable *book to market* que nos permita obtener evidencia directa sobre la evolución de dicha magnitud en el periodo muestral estudiado. De este modo, a la hora de extraer conclusiones del trabajo realizado, se podrán confrontar los resultados de este primer análisis con los derivados de las regresiones sobre las que se centran los contrastes de hipótesis planteados en el apartado previo.

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN TEMPORAL DE LA RATIO BOOK TO MARKET (BM) EN ESPAÑA Y REINO UNIDO



En primer lugar, en el gráfico 1 se presenta la evolución temporal de la ratio *book to market* dentro del periodo muestral y para los dos países estudiados⁽¹⁰⁾. Tras la recesión económica de 2002, se produce un cambio de tendencia en las ratios *book to market* que inician un proceso de caída gradual durante varios años que curiosamente se rompe en 2006 cuando de nuevo hay un punto de inflexión que hace remontar de nuevo los valores *book to market*. La entrada en vigor de las NIIF se produce ya en las cuentas de 2005 por lo que, en caso de que dicho evento tuviera relación con el cambio de tendencia, debería observarse la inflexión en dicho ejercicio y no en 2006. No obstante lo anterior, la asimilación de un cambio normativo junto con cuestiones específicas relacionadas con la primera aplicación de las normas, podrían haber provocado un retardo a la hora de que las cuentas anuales de las compañías reflejaran la posible aproximación del valor contable hacia el valor de mercado (crecimiento de la ratio *book to market* hacia la unidad). El artículo de Callao *et al.* (2007) proporciona argumentos empíricos para el caso español en torno al impacto de la nueva normativa contable sobre los fondos propios reconocidos en balance. Además, sus resultados no están contaminados por otros posibles efectos —como, por ejemplo, la elección discrecional por parte de la empresa de un determinado criterio contable—, ya que la comparativa entre los escenarios pre y post-NIIF se realiza en el mismo año de la transición; año en el que la empresa estaba obligada a presentar la reconciliación practicada. Los autores constatan que la media

(10) Se toma como medida de posición central la mediana por su mayor robustez ante valores atípicos. En cualquier caso, la evolución de las medias muestra exactamente los mismos patrones de comportamiento.

de los fondos propios registrados en balance de las empresas del Ibx 35 cae de forma significativa al adoptar la nueva normativa europea (en torno a un 20%).

Siguiendo con el gráfico 1, si prestamos atención a la evolución de la ratio *book to market* en el Reino Unido, las pautas de comportamiento son, en líneas generales, similares a las comentadas en el párrafo previo. No obstante, existen varios matices sobre los que es importante centrar la atención. Por un lado, también en Reino Unido se observa en 2006 un cambio de tendencia en la ratio que pasa a una pauta creciente que en los últimos años observados aminora, pero no rompe como ocurre en el caso español. Por otro lado, tras el cambio de tendencia en 2006 el ritmo de crecimiento de la ratio *book to market* en el caso español es superior al británico produciéndose un acercamiento máximo en 2008 que, al romperse la tendencia en 2009, no permite extraer conclusiones sobre si, tras la implantación de las NIIF, se reduce la brecha de conservadurismo existente entre ambos países.

TABLA 3

RATIO BOOK TO MARKET: CONTRASTES ENTRE PERIODOS Y ENTRE PAÍSES

N: número de observaciones; *Media*: media aritmética de la ratio book to market; *Mediana*: percentil 50 de la distribución de la ratio book to market; *Periodo*: ventanas Pre-NIIF y Post-NIIF que se indican en cada columna; *P-valor ST*: p-valor del contraste de igualdad de medias o medianas entre periodos; *P-valor SC*: p-valor del contraste de igualdad de medias o medianas entre países.

| | <i>Periodo</i> | <i>2000-2004</i> | <i>2005-2009</i> | <i>P-valor ST</i> |
|--------------------|----------------------------|------------------|------------------|-------------------|
| ESPAÑA | <i>N</i> | 751 | 568 | |
| | <i>Media</i> | 0,51 | 0,57 | 0,03 |
| | <i>Mediana</i> | 0,41 | 0,44 | 0,26 |
| REINO UNIDO | <i>N</i> | 4.125 | 5.467 | |
| | <i>Media</i> | 0,90 | 0,85 | 0,00 |
| | <i>Mediana</i> | 0,79 | 0,73 | 0,00 |
| | <i>P-valor SC medias</i> | 0,00 | 0,00 | |
| | <i>P-valor SC medianas</i> | 0,00 | 0,00 | |

En la tabla 3 se llevan a cabo los contrastes formales sobre la ratio *book to market* en los quinquenios previo y posterior a la entrada en vigor de las NIIF, y tanto para España como para el Reino Unido. Si atendemos en primer lugar al periodo previo (2000-2004), la ratio *book to market* del Reino Unido está por encima del español. Concretamente, 0,90 frente a 0,51 en media, o 0,79 frente a 0,41 en mediana, siendo en ambos casos las diferencias significativamente distintas de cero. En el periodo posterior (2005-2009), en España se observa un aumento estadísticamente significativo en las medias de la ratio (pasa de 0,51 a 0,57) pero no ocurre lo mismo si atendemos a las medianas en las que el test no paramétrico impide rechazar la hipótesis de igualdad entre periodos. Por tanto, en esta primera aproximación, no hay evidencia de que la entrada en vigor de las NIIF haya supuesto una reducción del conservadurismo en España. En el caso del Reino Unido, en el periodo posterior a las NIIF se detecta un descenso en la ratio *book to market*, tanto en media como en mediana, siendo estadísticamente significativo en ambos casos.

Si enlazamos los resultados de la tabla 3 con el gráfico 1 previo, se puede ver que la incidencia de los años en torno a las crisis de 2002 y 2008 pueden ser determinantes en estos contrastes. Por último, si analizamos las diferencias entre los dos países en el periodo posterior, se puede comprobar que las ratios *book to market* son superiores en el Reino Unido y estadísticamente significativas, aunque la distancia se estrecha respecto al periodo previo.

Por otro lado, no queremos terminar este apartado de descripción de la muestra, sin tener en cuenta que podría darse el caso de que la muestra de observaciones empresa-año alterara su distribución sectorial en los periodos previo y posterior a la implantación de las NIIF y que ello implicara una mayor presencia de empresas menos conservadoras en el periodo posterior. Este hecho podría llevarnos a interpretar erróneamente que la detección de una reducción del conservadurismo estuviera provocada por la implantación de las normas en sí. A estos efectos, se incluye la tabla 4 donde se puede comprobar que la composición sectorial se mantiene prácticamente inalterada entre ambos subperiodos asegurando así que dicho extremo no afectará a las conclusiones que se puedan derivar del estudio empírico.

TABLA 4

COMPOSICIÓN SECTORIAL DE LA MUESTRA ANTES Y DESPUÉS DE LA IMPLANTACIÓN DE LAS NIIF

Sector: primer dígito de la clasificación sectorial disponible en Compustat; *Npre*: número de observaciones empresa-año pertenecientes al sector indicado en cada fila entre 2000 y 2004; *% pre*: porcentaje de observaciones empresa-año pertenecientes al sector indicado en cada fila entre 2000 y 2004; *Npost*: número de observaciones empresa-año pertenecientes al sector indicado en cada fila entre 2005 y 2009; *% post*: porcentaje de observaciones empresa-año pertenecientes al sector indicado en cada fila entre 2005 y 2009; *Variación N*: variación en número de observaciones empresa-año registradas en cada sector; *Variación %*: variación en puntos porcentuales de observaciones empresa-año registradas en cada sector.

| <i>Sector</i> | <i>Npre</i> | <i>% pre</i> | <i>Npost</i> | <i>% post</i> | <i>Variación N</i> | <i>Variación %</i> |
|---------------|-------------|--------------|--------------|---------------|--------------------|--------------------|
| 1 | 51 | 8,28% | 48 | 8,04% | -3 | -0,24% |
| 2 | 134 | 21,75% | 125 | 20,94% | -9 | -0,82% |
| 3 | 102 | 16,56% | 87 | 14,57% | -15 | -1,99% |
| 4 | 71 | 11,53% | 78 | 13,07% | 7 | 1,54% |
| 5 | 29 | 4,71% | 17 | 2,85% | -12 | -1,86% |
| 6 | 168 | 27,27% | 174 | 29,15% | 6 | 1,87% |
| 7 | 45 | 7,31% | 46 | 7,71% | 1 | 0,40% |
| 8 | 16 | 2,60% | 22 | 3,69% | 6 | 1,09% |

En cuanto al análisis de regresión cuyos resultados presentaremos a continuación en el subapartado 5, desde el punto de vista empírico, a la hora de estimar los modelos (1) al (4) debe tenerse en cuenta la incidencia del efecto escala que provoca que las compañías con mayores precios acaben sesgando en su dirección los coeficientes de las regresiones. Easton y Sommers (2003) documentan la existencia de un efecto escala cuando se trabaja con regresiones en niveles de precios, incluso cuando se utilizan deflatores o datos por acción, por lo que, en la línea que dichos autores proponen, los modelos del presente trabajo son estimados por mínimos cuadrados ponderados (MCP) utilizando como ponderación la inversa del cuadrado del valor de mercado en t-1. Esta opción

es numéricamente equivalente a estimar por mínimos cuadrados ordinarios con datos deflactados por valor de mercado, incluida la constante del modelo.

Para asegurar la robustez de los resultados, también se presenta un segundo método de estimación basado en Hand (2005) y Garrido y Vázquez (2011b)⁽¹¹⁾, que consiste en someter a las variables en niveles a una transformación logarítmica que suavice la incidencia de los valores elevados, y que mitigue sensiblemente las interferencias del efecto escala en los resultados. Los datos transformados son estimados por MCO.

Estos dos métodos de estimación empleados permiten sortear las críticas expuestas por Holthausen y Watts (2001) en torno a la utilización de los niveles de las variables, puesto que estamos utilizando un deflactor en el primero y una transformación directa en el segundo⁽¹²⁾. Adicionalmente, dado que los coeficientes son estimados con un pool de datos, los estadísticos t pueden estar sobrevalorados debido a la interdependencia de observaciones. Por ello, los errores estándar que se utilizan para llevar a cabo los contrastes de hipótesis han sido calculados haciendo grupos (*clusters*) por empresa y año de acuerdo con lo propuesto por Petersen (2009).

5. CONSERVADURISMO DE BALANCE: ANÁLISIS EMPÍRICO

5.1. ANÁLISIS Y RESULTADOS EN EL MERCADO ESPAÑOL (PRE-NIIF Y POST-NIIF)

Si nos ceñimos al contraste de la hipótesis 1, se estima en primer lugar el modelo (1) inicial de relevancia valorativa, descrito en el apartado tercero. Dicha estimación se realiza en el periodo global 2000-2009, así como en los quinquenios previo y posterior a la entrada en vigor de las NIIF (2000-2004 y 2005-2009). Los resultados de estas primeras estimaciones se sintetizan en la tabla 5.

En el panel A de la tabla 5 se muestra el resultado de la ecuación (1) para todo el periodo en su conjunto. Sin embargo, dado que estos resultados están claramente afectados por un cambio de normativa a mitad de periodo, en el panel B de la tabla 5 se muestran los resultados de la estimación de la ecuación (2), donde se pueden observar los coeficientes de las variables a las que no les afecta la variable *dummy* que actúa como categoría base y se refieren al periodo pre-NIIF; y por otro lado, los coeficientes de las variables con *dummy*, que miden precisamente la variación que se produce del periodo pre-NIIF al periodo post-NIIF. De este modo, podemos contrastar si la variación en el conservadurismo inducida por las NIIF es estadísticamente significativa.

(11) El desarrollo de la fundamentación teórica de la transformación logarítmica sobre variables contables —basado en el modelo de valoración por opciones propuesto originalmente por Burgsthaler y Dichev (1997)— puede encontrarse en Garrido y Vázquez (2011b).

(12) Todo el estudio se ha replicado con las distintas especificaciones utilizadas en García y Mora (2004) sin que los resultados se vean alterados de forma significativa.

TABLA 5
CONSERVADURISMO DE BALANCE EN EL MERCADO ESPAÑOL

Panel A: Periodo total (2000-2009)

Estimación mediante Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP) en niveles (utilizando como ponderación la inversa del cuadrado del valor de mercado) y MCO con transformación logarítmica del modelo (1):

$$MV_t = \alpha + \beta E_t + \gamma BV_t + u_t$$

MV: valor de mercado; *E*: beneficio neto; *BV*: valor en libros; *N*: número de observaciones; *R2aj*: coeficiente de determinación ajustado de la regresión; *P-Valor*: P-Valor del contraste de significatividad de cada coeficiente.

| | α | β | γ | <i>N</i> | <i>R2aj</i> |
|--|----------|---------|----------|----------|-------------|
| Estimación por MCP | | | | | |
| <i>Coefficiente estimado</i> | 15,55 | 0,03 | 0,06 | 889 | 0,03 |
| <i>P-Valor</i> | 0,00 | 0,00 | 0,37 | | |
| Estimación por MCO con transformación logarítmica | | | | | |
| <i>Coefficiente estimado</i> | 1,13 | 0,28 | 0,75 | 889 | 0,83 |
| <i>P-Valor</i> | 0,00 | 0,00 | 0,00 | | |

Panel B: Periodo PRE-NIIF (2000-2004) y POST-NIIF (2005-2009)

Estimación mediante Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP) en niveles (utilizando como ponderación la inversa del cuadrado del valor de mercado) y MCO con transformación logarítmica del modelo (2):

$$MV_t = \alpha_0 + \alpha_1 DNIC_t + \beta_0 E_t + \beta_1 E_t DNIC_t + \gamma_0 BV_t + \gamma_1 BV_t DNIC_t + u_t$$

MV: valor de mercado; *E*: beneficio neto; *BV*: valor en libros; *DNIC*: variable binaria que toma el valor 0 para el periodo 2000-2004 (pre-NIIF) y el valor 1 para el periodo 2005-2009 (post-NIIF); *N*: número de observaciones; *R2aj*: coeficiente de determinación ajustado de la regresión; *P-Valor*: P-Valor del contraste de significatividad de cada coeficiente.

| | α_0 | α_1 | β_0 | β_1 | γ_0 | γ_1 | <i>N</i> | <i>R2aj</i> |
|--|------------|------------|-----------|-----------|------------|------------|----------|-------------|
| Estimación por MCP | | | | | | | | |
| <i>Coefficiente estimado</i> | 4,08 | 7,92 | 0,03 | 1,73 | 0,65 | -0,63 | 889 | 0,26 |
| <i>P-Valor</i> | 0,24 | 0,07 | 0,00 | 0,18 | 0,00 | 0,00 | | |
| Estimación por MCO con transformación logarítmica | | | | | | | | |
| <i>Coefficiente estimado</i> | 0,82 | 1,81 | 0,25 | 0,32 | 0,80 | -0,46 | 889 | 0,85 |
| <i>P-Valor</i> | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | | |

Si atendemos a las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP), el coeficiente del valor en libros (γ_t) sufre un claro descenso en el periodo posterior a las NIIF, una disminución de 0,63, desde de 0,65 a 0,02 (véase panel B de la tabla 5). Así pues, el valor en libros ve reducido severamente su coeficiente de respuesta que es precisamente la medida que se toma como aproximación al conservadurismo de balance. Comparando ambos periodos, en el periodo previo, tanto el valor en libros como el resultado, son variables con incidencia significativa en los precios de las compañías. No obstante, con la entrada en vigor de las NIIF, el coeficiente de los resultados adquiere mayor magnitud aunque su dispersión anula la significatividad estadística. Cuando se tratan los datos en base a una transformación logarítmica, de nuevo se observa cómo el coeficiente asociado al valor en libros pasa de un valor de 0,80 en el periodo previo,

a un valor de 0,34 en el periodo posterior, un descenso de 0,46, siendo en ambos casos valores estadísticamente distintos de cero con p-valores muy bajos.

La reducción del conservadurismo de balance que apuntan los comentarios anteriores se contrasta de forma explícita con la estimación del modelo (2), ya que la introducción de una variable binaria que capte el cambio estructural de 2005 permite analizar la significatividad estadística de la variación sufrida por los coeficientes. Concretamente, atendiendo a la estimación por MCP, el panel B de la tabla 5 muestra que la caída en el coeficiente sobre el valor en libros de 0,63 presenta un p-valor prácticamente nulo lo que implica evidencia estadística a favor de la hipótesis 1. Planteando una segunda estimación en base a una transformación logarítmica de las variables, los datos muestran también que la reducción de 0.46 en el coeficiente del valor en libros, también es estadísticamente significativa con p-valor cercano a cero.

Si atendemos al intercepto del modelo, tanto en la estimación por MCP como en la estimación con transformación logarítmica, el coeficiente α_i es positivo y significativo (al 10% en MCP y al 1% en logaritmos). Tal y como se ha apuntado en el apartado tercero, con las debidas cautelas, este hecho puede estar indicando un aumento del sesgo provocado por una reducción en el conservadurismo no correlacionada con el valor en libros de las compañías.

A modo de resumen, en los dos procedimientos de estimación propuestos, existe evidencia a favor de que la entrada en vigor de las NIIF ha provocado una reducción en el coeficiente de conservadurismo de balance en el mercado español⁽¹³⁾. No obstante lo anterior, dados los problemas para la medición sin sesgo del conservadurismo de balance, dichas conclusiones han de ser reforzadas mediante un análisis de sensibilidad que se incluye en el último subapartado, y que trata de aislar efectos como un cambio en la relación precio-valor contable en momentos como la crisis financiera iniciada en 2007.

5.2. ANÁLISIS Y RESULTADOS EN EL REINO UNIDO (PRE-NIIF Y POST-NIIF)

A modo de contraste, se replica el análisis anterior para el caso de un país de tradición contable anglosajona como es el Reino Unido. De este modo, podemos comparar el conservadurismo previo y posterior a la entrada de las NIIF para ver si se mantiene o se reduce la brecha existente entre ambos países documentada en trabajos como el de García y Mora (2004) en periodos anteriores. En la tabla 6 se presenta la estimación del conservadurismo de balance en base a la tradicional regresión de relevancia valorativa tanto para el periodo completo como teniendo en cuenta el periodo pre-NIIF y post-NIIF, y con los dos procedimientos de estimación propuestos.

(13) Aunque conducen a la misma conclusión, no son comparables entre sí los resultados de los dos procedimientos de estimación propuestos (transformación logarítmica y MCP). La propia naturaleza del análisis de regresión, ligado a la expresión matemática de los coeficientes estimados, desaconseja una comparación de coeficientes entre dos muestras desiguales. El mero hecho de aplicar un logaritmo o deflactar una misma variable nos conduce a la obtención de «nuevas» variables. Variables que diferirán en sus propias varianzas o en aquellas covarianzas presentes en la ecuación de los coeficientes estimados. En la misma línea, Gu (2007) arroja evidencia sobre la no comparabilidad del coeficiente de determinación (R^2) entre muestras desiguales.

TABLA 6
CONSERVADURISMO DE BALANCE EN EL REINO UNIDO

Panel A: Periodo total (2000-2009)

Estimación mediante Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP) en niveles (utilizando como ponderación la inversa del cuadrado del valor de mercado) y MCO con transformación logarítmica del modelo (1):

$$MV_i = \alpha + \beta E_i + \gamma BV_i + u_i$$

MV: valor de mercado; E: beneficio neto; BV: valor en libros; N: número de observaciones; R2aj: coeficiente de determinación ajustado de la regresión; P-Valor: P-Valor del contraste de significatividad de cada coeficiente.

| | α | β | γ | N | R2aj |
|--|----------|---------|----------|-------|------|
| Estimación por MCP | | | | | |
| Coefficiente estimado | 2,23 | 1,25 | 0,00 | 7.546 | 0,10 |
| P-Valor | 0,00 | 0,00 | 0,83 | | |
| Estimación por MCO con transformación logarítmica | | | | | |
| Coefficiente estimado | 1,60 | 0,44 | 0,54 | 7.546 | 0,87 |
| P-Valor | 0,00 | 0,00 | 0,00 | | |

Panel B: Periodo PRE-NIIF (2000-2004) y POST-NIIF (2005-2009)

Estimación mediante Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP) en niveles (utilizando como ponderación la inversa del cuadrado del valor de mercado) y MCO con transformación logarítmica del modelo (2):

$$MV_i = \alpha_0 + \alpha_1 DNIC_i + \beta_0 E_i + \beta_1 E_i DNIC_i + \gamma_0 BV_i + \gamma_1 BV_i DNIC_i + u_i$$

MV: valor de mercado; E: beneficio neto; BV: valor en libros; DNIC: variable binaria que toma el valor 0 para el periodo 2000-2004 (pre-NIIF) y el valor 1 para el periodo 2005-2009 (post-NIIF); N: número de observaciones; R2aj: coeficiente de determinación ajustado de la regresión; P-Valor: P-Valor del contraste de significatividad de cada coeficiente.

| | α_0 | α_1 | β_0 | β_1 | γ_0 | γ_1 | N | R2aj |
|--|------------|------------|-----------|-----------|------------|------------|-------|------|
| Estimación por MCP | | | | | | | | |
| Coefficiente estimado | 1,32 | 0,85 | 4,74 | -3,97 | -0,01 | 0,04 | 7.546 | 0,19 |
| P-Valor | 0,00 | 0,09 | 0,00 | 0,00 | 0,11 | 0,11 | | |
| Estimación por MCO con transformación logarítmica | | | | | | | | |
| Coefficiente estimado | 1,66 | -0,07 | 0,46 | -0,01 | 0,53 | 0,00 | 7.546 | 0,87 |
| P-Valor | 0,00 | 0,38 | 0,00 | 0,74 | 0,00 | 0,91 | | |

Los resultados de la tabla 6 van en la línea de lo esperado para un país como Reino Unido, de corte anglosajón: la adopción de las NIIF no conlleva variación alguna en el conservadurismo. Aunque existen diferencias en el valor del coeficiente estimado para el patrimonio neto en función del método de estimación elegido, lo cierto es que ninguno de los métodos ofrece evidencia de una variación en el valor del coeficiente cuando se comparan los dos subperiodos, tal y como se observa al contrastar la significatividad estadística de los cambios en coeficientes inducidos por las NIIF.

Si observamos el comportamiento del intercepto, en el caso de la estimación por MCP se obtiene un coeficiente α_1 positivo con un p-valor del 9%, pero que no resulta ser significativamente distinto de cero en el caso de una estimación con transformación logarítmica. Este hecho apunta en la misma dirección que lo obtenido en el coeficiente del valor en libros de forma que no parece que el cambio normativo provoque una variación clara en el grado de conservadurismo, ni a través del componente omitido correlacionado, ni del incorrelacionado.

TABLA 7
CONSERVADURISMO DE BALANCE EN ESPAÑA VS. REINO UNIDO

Panel A: Periodo total (2000-2009)

Estimación mediante Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP) en niveles (utilizando como ponderación la inversa del cuadrado del valor de mercado) y MCO con transformación logarítmica del modelo (3):

$$MV_i = \alpha_0 + \alpha_1 DESP_i + \beta_0 E_i + \beta_1 E_i DESP_i + \gamma_0 BV_i + \gamma_1 BV_i DESP_i + u_i$$

MV: valor de mercado; *E*: beneficio neto; *BV*: valor en libros; *DESP*: variable binaria que toma el valor 0 para datos del Reino Unido y el valor 1 para datos de España; *N*: número de observaciones; *R2aj*: coeficiente de determinación ajustado de la regresión; *P-Valor*: P-Valor del contraste de significatividad de cada coeficiente.

| | α_0 | α_1 | β_0 | β_1 | γ_0 | γ_1 | <i>N</i> | <i>R2aj</i> |
|--|------------|------------|-----------|-----------|------------|------------|----------|-------------|
| Estimación por MCP | | | | | | | | |
| <i>Coficiente estimado</i> | 2,23 | 13,32 | 1,25 | -1,22 | 0,00 | 0,06 | 8435 | 0,10 |
| <i>P-Valor</i> | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,83 | 0,35 | | |
| Estimación por MCO con transformación logarítmica | | | | | | | | |
| <i>Coficiente estimado</i> | 1,60 | -0,47 | 0,44 | -0,17 | 0,54 | 0,21 | 8435 | 0,87 |
| <i>P-Valor</i> | 0,00 | 0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | | |

Panel B: Periodo PRE-NIC (2000-2004) y POST-NIC (2005-2009)

Estimación mediante Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP) en niveles (utilizando como ponderación la inversa del cuadrado del valor de mercado) y MCO con transformación logarítmica del modelo [4]:

$$MV_i = \alpha_0 + \alpha_1 DESP_i + \alpha_2 DNIC_i + \alpha_3 DESP_i DNIC_i + \beta_0 E_i + \beta_1 E_i DESP_i + \beta_2 E_i DNIC_i + \beta_3 E_i DESP_i DNIC_i + \gamma_0 BV_i + \gamma_1 BV_i DESP_i + \gamma_2 BV_i DNIC_i + \gamma_3 BV_i DESP_i DNIC_i + u_i$$

MV: valor de mercado; *E*: beneficio neto; *BV*: valor en libros; *DESP*: variable binaria que toma el valor 0 para datos del Reino Unido y el valor 1 para datos de España; *DNIC*: variable binaria que toma el valor 0 para el periodo 2000-2004 (pre-NIC) y el valor 1 para el periodo 2005-2009 (post-NIC); *N*: número de observaciones; *R2*: coeficiente de determinación de la regresión; *R2aj*: coeficiente de determinación ajustado de la regresión; *P-Valor*: P-Valor del contraste de significatividad de cada coeficiente.

Panel B: Coeficientes estimados

| | α_0 | α_1 | α_2 | α_3 | β_0 | β_1 | β_2 | β_3 | γ_0 | γ_1 | γ_2 | γ_3 |
|--|-------------------------------------|------------|------------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|------------|
| Estimación por MCP | | | | | | | | | | | | |
| | (N=8435, R2=0,21, R2aj=0,21) | | | | | | | | | | | |
| <i>Coficiente estimado</i> | 1,32 | 2,76 | 0,85 | 7,07 | 4,74 | -4,71 | -3,97 | 5,70 | -0,01 | 0,66 | 0,04 | -0,67 |
| <i>P-Valor</i> | 0,00 | 0,42 | 0,09 | 0,11 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,11 | 0,00 | 0,10 | 0,00 |
| Estimación por MCO con transformación logarítmica | | | | | | | | | | | | |
| | (N=8435, R2=0,87, R2aj=0,87) | | | | | | | | | | | |
| <i>Coficiente estimado</i> | 1,66 | -0,84 | -0,07 | 1,88 | 0,46 | -0,21 | -0,01 | 0,32 | 0,53 | 0,27 | 0,00 | -0,46 |
| <i>P-Valor</i> | 0,00 | 0,00 | 0,38 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,74 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,91 | 0,00 |

(Continúa en la página siguiente).

TABLA 7 (CONT.)
 CONSERVADURISMO DE BALANCE EN ESPAÑA VS. REINO UNIDO

Panel C: Cuadro comparativo

El siguiente cuadro muestra, a modo de resumen:

- Los coeficientes obtenidos en el Reino Unido antes del periodo de implantación de las NIC (γ_0), y después de su implantación ($\gamma_0 + \gamma_2$), junto con el p-valor del contraste de la diferencia entre ambos.
- Los coeficientes obtenidos en España antes del periodo de implantación de las NIC ($\gamma_0 + \gamma_1$), y después de su implantación ($\gamma_0 + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3$), junto con el p-valor del contraste de la diferencia entre ambos.
- Los coeficientes estimados, tanto para España y Reino Unido, en el periodo pre-NIC (γ_0 y $\gamma_0 + \gamma_1$ respectivamente), junto con el contraste de diferencias entre ambos países.
- Los coeficientes estimados, tanto para España y Reino Unido, en el periodo post-NIC ($\gamma_0 + \gamma_1$ y $\gamma_0 + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3$ respectivamente), junto con el contraste de diferencias entre ambos países.

| <i>Estimación por MCP</i> | <i>Pre-NIC</i> | <i>Post-NIC</i> | <i>P-valor diferencia pre y post NIC</i> |
|--|----------------|-----------------|--|
| <i>Reino Unido</i> | -0,01 | 0,03 | 0,11 |
| <i>España</i> | 0,65 | 0,02 | 0,00 |
| <i>P-valor diferencia Reino Unido vs. España</i> | 0,00 | 0,63 | |
| <i>Estimación por MCO con transformación logarítmica</i> | <i>Pre-NIC</i> | <i>Post-NIC</i> | <i>P-valor diferencia pre y post NIC</i> |
| <i>Reino Unido</i> | 0,53 | 0,53 | 0,90 |
| <i>España</i> | 0,80 | 0,34 | 0,00 |
| <i>P-valor diferencia Reino Unido vs. España</i> | 0,00 | 0,30 | |

5.3. ANÁLISIS Y RESULTADOS COMPARATIVOS ENTRE ESPAÑA Y REINO UNIDO

La evidencia aportada hasta el momento muestra una reducción del conservadurismo en el caso español y un efecto nulo en el caso del Reino Unido. Cabe esperar que, en la línea que plantea la hipótesis segunda del presente trabajo, las NIIF hayan provocado una reducción de la brecha de conservadurismo entre tradiciones contables contrapuestas. En el panel A de la tabla 7 se presentan los resultados de la estimación del modelo (3) que analiza en sección cruzada las diferencias entre los coeficientes de ambos países. No obstante, el contraste explícito de la hipótesis de reducción en la brecha, aparece con la estimación del modelo (4), que compara los periodos previos y posteriores a las NIIF, y cuya estimación se observa en el panel B de la tabla 7.

Puede comprobarse que, dado que la categoría base queda establecida por la variable binaria como el Reino Unido, los coeficientes de las variables sin *dummy* coinciden con los de la tabla 6 (Reino Unido) y la suma de los coeficientes base más los de las *dummy* coinciden con los de la tabla 5 (España). Los coeficientes de interés en este panel A de la tabla 7 son precisamente los asociados a la variable binaria pues miden la diferencia entre coeficientes de un país y otro en cada subperiodo. Los resultados no son del todo concluyentes, puesto que aunque el signo de la diferencia en el conservadurismo en España con respecto al Reino Unido (γ_1) es positivo, como cabía esperar, según el método de estimación utilizado la diferencia es o no significativa. Quizás el hecho de estar considerando en el mismo coeficiente ambos subperiodos (tanto el periodo pre-NIIF como post-NIIF) no permite sacar las conclusiones oportunas.

En el panel B de la tabla 7 se muestran los resultados de estimar el modelo (4), que combina las variables binarias de país (base Reino Unido) y subperiodos (base PRE-NIIF), mientras que en el panel C mostramos un resumen de la evidencia obtenida comparando los coeficientes en la doble dimensión: país y cambio de normativa. Tal y como apuntaban los resultados previos, las diferencias en los coeficientes del valor en libros son claras y estadísticamente significativas entre países en el periodo previo a las NIIF. Con los dos métodos de estimación, el coeficiente de respuesta al patrimonio neto es significativamente superior en España en este periodo previo. Por el contrario, en el periodo posterior a las NIIF, se recortan las diferencias entre ambos países.

En el caso de los interceptos, en la estimación conjunta debemos prestar atención al coeficiente α_3 que mide la variación en España respecto del Reino Unido tras la aplicación del cambio normativo. En este sentido, con la estimación por MCP no se detecta una alteración estadísticamente significativa a un nivel de confianza del 10%, aunque sí que se obtiene un claro incremento, estadísticamente significativo al 1% con la transformación logarítmica. Este hecho simplemente implica que no existen indicios claros de que el sesgo por conservadurismo venga a través de la variable omitida incorrelacionada con el valor en libros, mientras que sí que parece ser que la haya en relación a la otra parte [$FCNR(A)$].

La estimación del modelo (4), y la ordenación de sus coeficientes, véase panel C de la tabla 7, permite comparar los coeficientes obtenidos en el Reino Unido antes del periodo de implantación de las NIIF (γ_0), y después de su implantación ($\gamma_0 + \gamma_2$), junto con el *p-valor* del contraste de la diferencia entre ambos. En este caso, el test de Wald de la combinación lineal equivale al test de significatividad individual de γ_2 y arroja un *p-valor* en torno al 11% con los coeficientes de MCP, y del 90% con los coeficientes estimados con transformación logarítmica. Por tanto, no existe evidencia clara a favor de que la implantación de las NIIF haya supuesto una alteración del conservadurismo de balance en el Reino Unido.

Por otro lado, comparamos los coeficientes obtenidos en España antes del periodo de implantación de las NIIF ($\gamma_0 + \gamma_1$) después de su implantación ($\gamma_0 + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3$), junto con el *p-valor* del contraste de la diferencia entre ambos mediante un test de Wald. El *p-valor* obtenido es prácticamente nulo en ambas especificaciones, por lo que existe evidencia de que las NIIF han implicado una reducción del conservadurismo en España reduciéndose los coeficientes de 0,65 a 0,02 según MCP, y de 0,80 a 0,34 con transformación logarítmica.

A su vez, nos fijamos en los coeficientes estimados, tanto para España y Reino Unido, en el periodo pre-NIIF (γ_0 y $\gamma_0 + \gamma_1$ respectivamente), junto con el contraste de diferencias entre ambos países. En este caso, se trata de un contraste de corte transversal dentro del primer subperiodo equivalente a un test de significatividad individual de γ_1 , y arroja un *p-valor* nulo tanto con MCP como con transformación logarítmica. Así pues, la evidencia sugiere que existen diferencias significativas en el conservadurismo de ambos países antes de implantarse las NIIF.

En cuanto a los coeficientes estimados, tanto para España y Reino Unido, en el periodo post-NIIF ($\gamma_0 + \gamma_1$, y $\gamma_0 + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3$ respectivamente), el test de Wald genera *p-valores* del 63% y del 30% según se estimen los modelos mediante MCP o transformación logarítmica. A falta del análisis de sensibilidad que se lleva a cabo en el último subapartado, este resultado indica la desaparición de las diferencias de conservadurismo entre Reino Unido y España con la implantación de las NIIF.

Si nos centramos en la interacción entre las variables binarias para el caso del valor en libros, podemos ver que la entrada en vigor de las NIIF en España implica una reducción estadísticamente significativa de la brecha de conservadurismo existente respecto a un país anglosajón como el Reino Unido (coeficientes γ_3 negativos en los dos métodos de estimación -0,67 y -0,46, en el panel B). Ambos métodos de estimación nos indican que la reducción de conservadurismo entre países inducida por las NIIF es estadísticamente significativa. Este contraste respalda la segunda de las hipótesis planteadas en el presente estudio.

5.4. ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

En este subapartado abordamos diversas cuestiones que podrían afectar a la validez de los resultados obtenidos, según se ha ido señalando a lo largo del artículo. Para mayor claridad mostraremos el equivalente al panel C de la tabla 7, que es el que sintetiza la mayor cantidad de información en un solo cuadro para cada escenario contemplado en este análisis de sensibilidad⁽¹⁴⁾.

En primer lugar, para comprobar si los resultados son sensibles a un posible cambio temporal de la relación precio-valor contable en presencia de una crisis financiera como la iniciada en 2007, se llevan dos análisis. Por un lado, se acotan los dos segmentos temporales sobre los que se ha desarrollado el cuerpo central del artículo para extraer los efectos que pudieran derivarse de 2007 en adelante. En este sentido, la ventana previa a las NIIF queda compuesta por los años 2003 y 2004, y la ventana posterior a las NIIF por los años 2005 y 2006. Por otro lado, manteniendo las ventanas de análisis originales (periodo pre-NIIF 2000-2004 y periodo post-NIIF 2005-2009), se introducen dummies anuales para tratar de captar el efecto conjunto de la coyuntura económica y aislar, en la medida de lo posible, su incidencia sobre el resto de coeficientes. De este modo, en el panel B de la tabla 8 se sintetizan los principales resultados de esta nueva especificación.

En la primera parte del panel A de la tabla 8, con la estimación basada en MCP, se puede comprobar que extrayendo de la muestra el ejercicio 2007 y siguientes para limpiar el impacto de la crisis financiera, el coeficiente sobre el valor en libros se mantiene prácticamente constante, en torno a 0,03, en Reino Unido en las ventanas previa y posterior a la implantación de las NIIF. Sin embargo en España, el coeficiente en los dos años previos es de 0,35 mientras que se reduce severamente por debajo de 0,01 situándose el *p-valor* del contraste de diferencia en torno al 3%. Si observamos el corte transversal

(14) Cualquier tabla, con cualquiera de las especificaciones y escenarios, está a disposición del lector bajo petición a los autores.

TABLA 8

CONSERVADURISMO DE BALANCE EN ESPAÑA VS. REINO UNIDO: SENSIBILIDAD A LA EVOLUCIÓN TEMPORAL

Estimación mediante Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP) en niveles (utilizando como ponderación la inversa del cuadrado del valor de mercado) y MCO con transformación logarítmica del modelo [4]:

$$MV_i = \alpha_0 + \alpha_1 DESP_i + \alpha_2 DNIC_i + \alpha_3 DESP_i DNIC_i + \beta_1 E_i + \beta_2 E_i DESP_i + \beta_3 E_i DNIC_i + \beta_4 E_i DESP_i DNIC_i + \gamma_0 BV_i + \gamma_1 BV_i DESP_i + \gamma_2 BV_i DNIC_i + \gamma_3 BV_i DESP_i DNIC_i + u_i$$

MV: valor de mercado; *E*: beneficio neto; *BV*: valor en libros; *DESP*: variable binaria que toma el valor 0 para datos del Reino Unido y el valor 1 para datos de España; *DNIC*: variable binaria que toma el valor 0 para el periodo pre-NIC y el valor 1 para el periodo post-NIC;

- Los coeficientes obtenidos en el Reino Unido antes del periodo de implantación de las NIC (γ_0), y después de su implantación ($\gamma_0 + \gamma_2$), junto con el p-valor del contraste de la diferencia entre ambos.
- Los coeficientes obtenidos en España antes del periodo de implantación de las NIC ($\gamma_0 + \gamma_1$), y después de su implantación ($\gamma_0 + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3$), junto con el p-valor del contraste de la diferencia entre ambos.
- Los coeficientes estimados, tanto para España y Reino Unido, en el periodo pre-NIC (γ_0 y $\gamma_0 + \gamma_1$ respectivamente), junto con el contraste de diferencias entre ambos países.
- Los coeficientes estimados, tanto para España y Reino Unido, en el periodo post-NIC ($\gamma_0 + \gamma_1$ y $\gamma_0 + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3$ respectivamente), junto con el contraste de diferencias entre ambos países.

Panel A: Periodo Pre-NIC 2003-2004 / Periodo Post-NIC 2005-2006

| <i>Estimación por MCP</i> | <i>Pre-NIC</i> | <i>Post-NIC</i> | <i>P-valor diferencia pre y post NIC</i> |
|---|----------------|-----------------|--|
| <i>Reino Unido</i> | 0,03 | 0,03 | 1,00 |
| <i>España</i> | 0,35 | 0,00 | 0,03 |
| <i>P-valor diferencia Reino Unido vs. España</i> | 0,05 | 0,40 | |
| <i>Estimación por MCO con transformación logarítmica.</i> | <i>Pre-NIC</i> | <i>Post-NIC</i> | <i>P-valor diferencia pre y post NIC</i> |
| <i>Reino Unido</i> | 0,54 | 0,50 | 0,21 |
| <i>España</i> | 0,48 | 0,30 | 0,32 |
| <i>P-valor diferencia Reino Unido vs. España</i> | 0,62 | 0,21 | |

Panel B: Estimación con dummies anuales Pre-NIC 2000-2004 / Post-NIC 2005-2009

| <i>Estimación por MCP</i> | <i>Pre-NIC</i> | <i>Post-NIC</i> | <i>P-valor diferencia pre y post NIC</i> |
|---|----------------|-----------------|--|
| <i>Reino Unido</i> | 0,00 | 0,00 | 0,36 |
| <i>España</i> | 0,01 | 0,00 | 0,01 |
| <i>P-valor diferencia Reino Unido vs. España</i> | 0,01 | 0,16 | |
| <i>Estimación por MCO con transformación logarítmica.</i> | <i>Pre-NIC</i> | <i>Post-NIC</i> | <i>P-valor diferencia pre y post NIC</i> |
| <i>Reino Unido</i> | 0,00 | 0,00 | 0,23 |
| <i>España</i> | 0,11 | 0,00 | 0,00 |
| <i>P-valor diferencia Reino Unido vs. España</i> | 0,00 | 0,22 | |

en los dos años previos y posteriores a las NIIF, se puede comprobar en los contrastes realizados que, así como antes de su implantación había diferencias significativamente distintas de cero a un nivel de confianza del 5% (test de significatividad individual de γ_1) entre España y Reino Unido, dichas diferencias se reducen drásticamente en los dos años posteriores donde no existe evidencia que permita rechazar que el conservadurismo entre ambos países sea significativamente distinto de cero. No obstante lo anterior, en la segunda parte del panel A de la tabla 8, con la estimación basada en la transformación logarítmica de las variables, no se obtiene evidencia que respalde cambios en el conservadurismo en estas ventanas previa y posterior. Tanto los contrastes en la dimensión temporal, como en la dimensión transversal, obtienen p-valores muy altos que impiden rechazar la hipótesis de que el coeficiente asociado al valor en libros haya variado significativamente.

Los resultados de este panel A son coherentes con la aproximación univariante que se presentaba en el apartado 4 del trabajo donde se analizaba la evolución temporal de la ratio *book to market*. Eliminando los efectos de las crisis financieras presentes al inicio y al final del periodo muestral, la evolución de la ratio mostraba una tendencia decreciente con punto de inflexión posterior a la implantación de las NIIF que retornaba a una tendencia creciente. El hecho de que el primer año de implantación pudiera retardar la incidencia de los cambios normativos en balance haría que muchos de los contrastes en ventanas centradas en 2005 perdieran significatividad.

En el panel B de la tabla 8 se ratifican, en base a los dos métodos de estimación alternativos empleados, los comentarios hechos con anterioridad, puesto que, en serie temporal, en el Reino Unido no existe evidencia de cambios en el coeficiente sobre el valor en libros con la entrada en vigor de las NIIF, pese a controlar por los efectos macroeconómicos que cada año concreto pudieran afectar a las estimaciones. El p-valor del contraste de diferencia entre los quinquenios previo y posterior en el Reino Unido se sitúa en el 36% para la estimación con MCP, y en el 23% para la estimación con transformación logarítmica. Sin embargo, en España sí que parece haberse producido una reducción en el conservadurismo de balance puesto que el test de Wald arroja un p-valor prácticamente nulo en ambas estimaciones. De nuevo, si lo observamos desde el punto de vista de la sección cruzada, pese a la presencia de *dummies* anuales, los resultados aportan evidencia de que existen diferencias significativas de conservadurismo en el periodo previo a las NIIF que desaparecen en el periodo posterior, independientemente del método de estimación utilizado.

De acuerdo con el panel B de esta tabla 8, controlando por los efectos puntuales que pudieran afectar a los resultados, al captar las *dummies* anuales picos como los que mostraba el gráfico 1 para años como 2002 o 2009, los resultados de las estimaciones se vuelven más nítidos mostrando que la entrada en vigor de las NIIF guarda relación con un posible descenso en el nivel de conservadurismo de balance medido a través del coeficiente asociado al valor en libros.

Por todo lo anterior, pese a que por construcción los coeficientes con los que se trata de medir el conservadurismo están sujetos a un error de medida provocado por la posible variación temporal de la relación precio-valor contable, los distintos contrastes

efectuados aportan evidencia de que no es dicho efecto el que guía los resultados sino más bien un cambio en el sesgo correlacionado provocado precisamente por el propio conservadurismo.

En segundo lugar, según apuntan García y Mora (2004), el coeficiente sobre el resultado contable puede tener incidencia sobre el coeficiente del valor en libros que se utiliza como estimador del conservadurismo de balance. Si se produjera un aumento generalizado en la persistencia de los resultados en las empresas españolas, el coeficiente estimado para el conservadurismo podría verse distorsionado. No obstante, el contexto económico en el que se han desarrollado el presente estudio, con la crisis financiera iniciada en 2007, no augura incrementos significativos en la persistencia del resultado contable entre los periodos pre-NIIF y post-NIIF. A estos efectos, se ha estimado el coeficiente de persistencia del resultado contable para el periodo 2000-2004, obteniendo un valor de 0,90, y para el periodo 2005-2009, obteniendo un valor de 0,91 sin que sea estadísticamente significativa la diferencia de persistencia entre un periodo y otro con un *p-valor* prácticamente nulo. Por ello, tampoco parece que se haya producido una variación en la persistencia del resultado que haya alterado la relación del precio con el valor contable y el patrimonio neto, y por tanto, que podido afectar a la interpretación de nuestros resultados.

6. CONCLUSIONES

La mayor parte de los estudios previos sobre conservadurismo contable se han llevado a cabo en un escenario previo a la implantación de la normativa común europea. Por ello, el presente artículo investiga si, efectivamente, la implantación de esta nueva normativa contable estandarizada ha provocado que el conservadurismo se haya visto reducido como consecuencia de la adaptación de un marco contable mucho más próximo al modelo anglosajón, en contraposición con el vigente hasta ahora en España, de corte continental.

La muestra con la que se ha llevado a cabo el presente estudio abarca desde el ejercicio 2000 hasta el 2009 con el objetivo de disponer de una ventana de cinco años previa a la implantación de las NIIF en las cuentas consolidadas de las compañías cotizadas (periodo pre-NIIF: 2000/2004) y de un periodo posterior también de cinco años (periodo post-NIIF: 2005/2009).

En un primer análisis univariante basado en contrastes directos sobre la ratio book to market como medida del conservadurismo, los resultados obtenidos no aportan evidencia clara sobre el impacto de la implantación de las NIIF sobre el conservadurismo. En un segundo análisis basado en el estudio del coeficiente del valor en libros del modelo de Ohlson, que es la medida comúnmente aceptada en este tipo de trabajos, la evidencia obtenida apunta a corroborar las hipótesis de una reducción del conservadurismo en España y una reducción de la brecha con el Reino Unido.

Desde nuestro punto de vista, tras analizar de forma conjunta los resultados obtenidos en cada una de las pruebas y en el análisis de sensibilidad, la implantación del nuevo marco normativo en España ha podido provocar un cambio en el nivel de conservadurismo. Sin embargo, las dificultades de medición del mismo, unidas a la presencia en la

muestra de años de crisis económicas con elevada incidencia en España, hacen que no se pueda aportar evidencia concluyente al respecto.

De acuerdo con lo anterior, el trabajo abre la puerta al estudio de nuevas cuestiones que puedan arrojar más luz sobre el tema centrandolo en cuestiones metodológicas a la hora de medir el conservadurismo de balance. Así como existe cierto consenso a la hora de medir el conservadurismo de resultados, a lo largo del presente trabajo exponemos diversas limitaciones que afectan a la medición del conservadurismo de balance que se ha utilizado en la mayoría de trabajos publicados sobre el tema. Por otro lado, la interacción entre cambios en el conservadurismo y persistencia de los resultados es un tema que requiere de un esfuerzo investigador adicional puesto que la evidencia obtenida en el presente artículo es contradictoria con trabajos previos como los de Paek *et al.* (2007).

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AMOR, B.; BONA, C.; PÉREZ, J., y TASCÓN, M. 2011. Conservadurismo del resultado y riesgo de litigio en el sector bancario. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 60(152): 556-585.
- ANDRÉ, P., y FILIP, A. 2012. *Accounting conservatism in Europe and the impact of mandatory IFRS adoption: Do country, institutional and legal differences survive?* Working paper. ESSEC Business School. Disponible en: <http://ssrn.com/abstract=1979748> (consultado el 1 de octubre de 2013).
- BAE, K.; TAN, H., y WELKER, M. 2008. International GAAP differences: The impact on foreign analysts. *The Accounting Review* 83(3): 593-628.
- BALL, R.; KOTHARI, S. P., y ROBIN, A. 2000. The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics* 29: 1-51.
- BALL, R.; ROBIN, A., y WU, J. S. 2003. Incentives versus standards: properties of accounting in four East Asian countries. *Journal of Accounting and Economics* 36: 235-270.
- BARTH, M. E.; LANDSMAN, W. R., y LANG, M. H. 2008. International accounting standards and accounting quality. *Journal of Accounting Research* 46: 467-498.
- BARTH, M. E.; LANDSMAN, W. R.; LANG, M. H., y WILSON, C. 2012. Are IFRS-based and US GAAP-based accounting amounts comparable? *Journal of Accounting & Economics* 54: 68-93.
- BASU, S. 1997. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 24: 3-37.
- BEAVER, W. H., y RYAN, S. G. 2000. Biases and lags in book value and their effects on the ability of the book-to-market ratio to predict book return on equity. *Journal of Accounting Research* 38: 127-148.
- BERGER, P. G.; OFEK, E., y SWARY, I. 1996. Investor valuation of the abandonment option. *Journal of Financial Economics* 42: 257-287.
- BROWN, S.; LO, K., y LYS, T. 1999. Use of R2 in accounting research: Measuring changes in value relevance over the last four decades. *Journal of Accounting & Economics* 28: 83-115.
- BRÜGGEMANN, U.; HITZ, J. M., y SELLHORN, T. 2013. Intended and unintended consequences of mandatory IFRS adoption: A review of extant evidence and suggestions for future research. *European Accounting Review* 22(1): 1-37.
- BURGSTALLER, D., y DICHEV, I. 1997. Earnings, adaptation and equity value. *The Accounting Review* 72: 187-215.

- BUSHMAN, R. M., y PIOTROSKI, J. D. 2006. Financial reporting incentives for conservative accounting: The influence of legal and political institutions. *Journal of Accounting and Economics* 42: 107-148.
- CALLAO, S.; JARNE, J. I., y LAÍNEZ, J. A. 2007. Adoption of IFRS in Spain: effect on the comparability and relevance of financial reporting. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation* 16: 148-178.
- DING, Y.; HOPE, O.; JEANJEAN, T., y STOLOWY, H. 2007. Differences between domestic accounting standards and IAS: Measurement, determinants and implications. *Journal of Accounting and Public Policy* 26: 1-38.
- EASTON, P. 1998. Discussion of revalued financial, tangible, and intangible assets: Association with share prices and non-market-based value estimates. *Journal of Accounting Research* 36: 235-247.
- EASTON, P., y SOMMERS, G. 2003. Scale and the scale effect in market-based accounting research. *Journal of Business, Finance & Accounting* 30: 25-56.
- FELTHAM, G., y OHLSON, J. A. 1995. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. *Contemporary Accounting Research* 11: 689-731.
- GARCÍA LARA, J. M., y MORA, A. 2003. La incorporación asimétrica de noticias al resultado contable en un contexto europeo: evidencia empírica. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 32(116): 235-264.
- GARCÍA LARA, J. M.; RUEDA, J. A., y VÁZQUEZ, P. 2008. Conservatism of earnings reported under International Accounting Standards: A comparative study. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 37(138): 197-210.
- GARCÍA-LARA, J. M.; GARCÍA-OSMA, B., y MORA, A. 2005. The effect of earnings management on the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Business, Finance and Accounting* 32(3&4): 691-726.
- GARCIA-LARA, J. M., y MORA, A. 2004. Balance Sheet versus earnings conservatism in Europe. *European Accounting Review* 13(2): 261-292.
- GARRIDO, P., y VÁZQUEZ, P. J. 2011a. The transition to international financial reporting standards in Spain: relevance and timeliness of adjustments. *International Journal of Accounting, Auditing and Performance Evaluation* 7(4): 287-302.
- GARRIDO, P., y VÁZQUEZ, P. J. 2011b. Price-levels regressions: «Scale effect» or distribution effect? *Revista de Contabilidad (Spanish Accounting Review)* 14(2): 35-57.
- GINER, B., y PARDO, F. 2011. La relevancia valorativa del resultado global frente al resultado neto: una perspectiva europea. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 40(150): 319-350.
- GINER, B., y REES, W. P. 1999. A valuation based analysis of the Spanish accounting reforms. *Journal of Management and Governance* 3: 31-48.
- 2001. On the asymmetric recognition of good and bad news in France, Germany and the U.K. *Journal of Business Finance & Accounting* 28(9&10): 1.285-1.331.
- GIVOLY, D., y HAYN, C. 2000. The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative? *Journal of Accounting and Economics* 29: 287-320.
- GRAMBOVAS, C. A.; GINER, B., y CHRISTODOULOU, D. 2006. Earnings conservatism: panel data evidence from the European Union and the United States. *Abacus* 42: 354-378.
- GU, Z. 2007. Across-sample incomparability of R2s and additional evidence on value relevance changes over time. *Journal of Business, Finance & Accounting* 34: 1.073-1.098.
- HAND, J. 2005. The value relevance of financial statements in the venture capital market. *The Accounting Review* 80(2): 613-648.

- HAYN, C. 1995. The information content of losses. *Journal of Accounting and Economics* 20: 125-153.
- HOLTHAUSEN, R., y WATTS, R. 2001. The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting. *Journal of Accounting and Economics* 31: 3-75.
- HORTON, J., y SERAFEIM, G. 2010. Market reaction and valuation of IFRS reconciliation adjustments: first evidence from the UK. *Review of Accounting Studies* 15(4): 725-751.
- JOOS, P. 1997. *The stock market valuation of earnings and book value across international accounting systems*. Stanford University. Ann Arbor, Mich: UMI.
- JOOS, P., y LANG, M. 1994. The effects of accounting diversity: Evidence from the European Union. *Journal of Accounting Research* 32: 141-168.
- MARÍN, S.; PALACIOS, M., y MARTÍNEZ, I. 2008. Influencia del cambio contable en la comparabilidad de los estados financieros bancarios y sus ratios de gestión. Un estudio empírico en la primera aplicación de la CBE 4/2004. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 37(140): 665-690.
- OHLSON, J. A. 1995. Earnings, book values and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research* 11: 661-687.
- PAEK, W. D. CHEN, L. H., y SAMI, H. 2007. *Accounting conservatism, earnings persistence and pricing multiples on earnings*. Disponible en <http://ssrn.com/abstract=964250> (consultado el 1 de octubre de 2013).
- PETERSEN, M. A. 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *The Review of Financial Studies* 22(1): 435-480.
- PLATIKANOVA, P., y PERRAMON, J. 2012. Consecuencias económicas de la adopción por primera vez de las NIIF en Europa. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 41(156): 497-520.
- PIOT, C.; DUMONTIER, P., y JANIN, R. 2011. *IFRS Consequences on Accounting Conservatism within Europe: the role of Big 4 Auditors*. Working paper. University of Grenoble. Disponible en <http://ssrn.com/abstract=1754504> (consultado el 1 de octubre de 2013).
- POPE, P. F., y WALKER, M. 2003. *Ex-ante and ex-post accounting conservatism, asset recognition and asymmetric earnings timeliness*. Working Paper. Lancaster University y Manchester University. Disponible en http://www.cass.city.ac.uk/_data/assets/word_doc/0011/40610/PopeandWalker1.docx (consultado el 1 de octubre de 2013).
- SMITH, C. W., y WATTS, R. 1992. The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies. *Journal of Financial Economics* 32: 263-292.
- ZHANG, X. 2000. Conservative accounting and equity valuation. *Journal of Accounting and Economics* 29, 125-149.