

## UN ESTUDIO SOBRE LA CALIDAD DEL RESULTADO BAJO LAS NORMAS INTERNACIONALES DE CONTABILIDAD EN EL CONTEXTO EUROPEO

**Juan Antonio Rueda Torres**

*Profesor Titular de Escuela Universitaria  
Departamento de Contabilidad y Economía Financiera  
Universidad de Sevilla  
Avenida Ramón y Cajal, 1. 41018 Sevilla  
Tlf. 954 557568  
Fax 954 557569  
E-mail: [jrueda@us.es](mailto:jrueda@us.es)*

**Área temática:** Información Financiera

**Palabras claves:** Normas Internacionales de Contabilidad, Calidad de la Información Financiera, Conservadurismo, Mercado de Capitales.

# **UN ESTUDIO SOBRE LA CALIDAD DEL RESULTADO BAJO LAS NORMAS INTERNACIONALES DE CONTABILIDAD EN EL CONTEXTO EUROPEO**

## **Resumen**

Una medida de calidad de la información financiera es la oportunidad en el reconocimiento del resultado económico (y, en particular, de las pérdidas económicas) por parte del resultado contable. Utilizando esta medida, cuantificada mediante la relación contemporánea entre resultados y rentabilidades de mercado, y entre el cambio actual y pasado de los resultados, se constata un incremento significativo en el conservadurismo del resultado publicado según las normas internacionales de contabilidad (IAS) por una muestra de empresas de siete países de Europa continental durante el período 1994-2003. Asimismo, la aplicación de las IAS en los países continentales se traduce en un resultado significativamente más conservador que el publicado según las normas contables españolas en el mismo contexto institucional, y ligeramente más prudente que el resultado elaborado bajo las normas británicas en un contexto diferenciado. No obstante, la mayor prudencia relativa de las IAS en la medida del resultado no es evidente para las empresas cuyos recursos propios son valorados contablemente de forma más conservadora.

## 1. Introducción.

La creciente internacionalización de los mercados ha despertado el interés en los ámbitos académico y profesional por conocer cuál es la calidad de la información financiera (y, en particular, de la cifra de resultados) publicada bajo diferentes sistemas de normas contables y en distintos entornos legales e institucionales. Diversos estudios sugieren que la calidad del resultado, medida por su oportunidad en el reconocimiento de las pérdidas económicas, no depende exclusivamente de las normas contables, y está condicionada por los factores que determinan su aplicación por los responsables de elaborar y auditar la información financiera.

En la actualidad, las normas de elaboración y publicación de la información financiera que gozan de mayor aceptación por parte de las comisiones rectoras de los mercados de capitales son: (i) las Normas Internacionales de Información Financiera (*International Financial Reporting Standards* o *International Accounting Standards*, IAS), emitidas por el *International Accounting Standards Board* (IASB, anteriormente IASC); y (ii) los principios y normas de contabilidad generalmente aceptados en Estados Unidos (US-GAAP), emitidos por el *Financial Accounting Standards Board* (FASB).

Este trabajo está motivado por el actual debate sobre la calidad de las IAS, en particular frente a los US-GAAP, con vistas a consolidarse como el sistema de principios y normas de contabilidad generalmente aceptado a escala mundial. Hasta la fecha, este debate se ha basado fundamentalmente en la comparación de uno y otro tipo de normas a nivel descriptivo, sin que la escasa evidencia empírica existente sea concluyente acerca de la superioridad de las IAS sobre las normas estadounidenses. En el contexto europeo, la adopción obligatoria de las IAS por parte de las compañías cotizadas suscita un interrogante relativo a si ello redundará en una mejora de la calidad de la información financiera o si, por el contrario, los factores institucionales propios de los países europeos de ámbito continental actuarán para contrarrestar la calidad de las normas internacionales<sup>1</sup>.

Tratando de aportar evidencia en este sentido, este trabajo contrasta si la adopción voluntaria de las IAS por una muestra de empresas de siete países de Europa continental durante el período 1994-2003 se tradujo en un incremento significativo de la calidad de su información financiera. Asimismo, contrastamos si la calidad de la información elaborada de acuerdo con las IAS es significativamente superior a la calidad de la información confeccionada por las empresas españolas y británicas según sus respectivas normas nacionales. Con ello tratamos de analizar el efecto que sobre la calidad de la información contable tienen las diferencias tanto en el entorno legal e institucional (Europa continental frente al Reino Unido) como en la naturaleza de las normas contables (emanadas del poder público frente a la profesión contable). La calidad de la información financiera se mide en términos de conservadurismo de la cifra de resultados, entendido como la mayor oportunidad en la incorporación a la misma de pérdidas (*malas noticias*) que en el reflejo de beneficios (*buenas noticias*). A su vez, el conservadurismo se mide analizando la relación contemporánea entre resultados y rentabilidades de mercado, y entre el cambio actual y pasado de los resultados. Este trabajo extiende la evidencia previa en un doble sentido. Por una parte, examinamos la calidad relativa de las IAS utilizando unas normas de comparación distintas de los US-GAAP, si bien nuestro análisis se centra en la cifra de resultados, obviando el resto de la información hecha pública por las empresas en sus estados financieros. Por otra parte, evaluamos el conservadurismo del resultado elaborado conforme a las IAS.

---

<sup>1</sup>Según la comunicación adoptada por la Comisión Europea el 13 de junio de 2002, la preceptiva adopción de las IAS en la elaboración de los estados financieros consolidados por parte de las compañías con cotización en mercados regulados de la Unión Europea a partir de 2005, aseguraría una información "más fiable y transparente, que puede ser más fácilmente comparable. Esto se traducirá en un incremento de la eficiencia de los mercados y reducirá los costes de capital de las empresas".

La evidencia hallada apunta a que los factores institucionales propios de los países de Europa continental no han desvirtuado la calidad *per se* de las IAS, en relación con la muestra y período objeto de estudio. De hecho, el resultado hecho público aplicando las IAS es significativamente más conservador que el revelado con anterioridad bajo las respectivas normas nacionales. Asimismo, dentro del contexto legal e institucional que forman los países de Europa continental, la aplicación de las IAS se traduce en un resultado significativamente más oportuno en el reflejo de las pérdidas que el resultado publicado bajo las normas contables españolas. En cambio, el resultado elaborado según las IAS en Europa continental no difiere tanto, en términos de prudencia, del resultado publicado en el contexto del Reino Unido y bajo las normas británicas. Además, la mayor calidad relativa de las IAS sólo se aprecia respecto de las empresas menos conservadoras en la valoración de sus activos y pasivos en balance.

El resto del trabajo se organiza en cinco secciones. En la sección dos discutimos acerca de la naturaleza del conservadurismo contable y su utilización como criterio para evaluar la calidad de la información financiera, revisando la evidencia previa relativa a las diferencias en el conservadurismo entre países y en la calidad de las IAS respecto a otros sistemas de normas. La sección tres describe la muestra y las variables empleadas en el estudio empírico. Los resultados de este estudio se presentan en las secciones cuarta y quinta. Finalmente, en la sección seis resumimos a modo de conclusión los principales aspectos de la evidencia hallada, destacando algunas implicaciones de la misma.

## 2. Literatura Previa.

Los criterios de reconocimiento y medida de activos y pasivos por parte de la contabilidad son conservadores en tanto suponen la subestimación del resultado económico y el valor del patrimonio neto de la empresa, de acuerdo con la definición tradicional de “anticipar todas las pérdidas, pero no los beneficios” (Bliss, 1924) o de “registrar preferiblemente los menores valores de activos e ingresos, y los mayores valores de pasivos y gastos” (Belkaoui, 1985, p. 239). No obstante, aunque los recursos propios se pueden subestimar de forma persistente (*conservadurismo de balance* o *incondicional*), por la falta de reconocimiento de ciertos activos o la valoración según coste histórico, los ingresos o beneficios no reconocidos por el resultado de un cierto período (*conservadurismo de resultados* o *condicional*) deberán ser registrados por los resultados de períodos futuros<sup>2</sup>.

Watts (2003a) argumenta que el conservadurismo contable busca mejorar la eficiencia de los contratos suscritos entre diferentes agentes para distribuir el valor generado por la empresa. La nota común de estos contratos es la existencia de una función de pérdidas asimétrica. Así, por ejemplo, los costes de litigio afrontados por directivos y auditores son asimétricos, siendo más probables incurrir en ellos por la sobrestimación de las cifras contables (Kellogg, 1984) y la revelación no oportuna de *malas noticias*. El empleo de prácticas contables conservadoras reduce así el riesgo de litigio al que están expuestos directivos y auditores (Kothari et al., 1988, Skinner, 1994). Asimismo, diferentes propuestas de marco conceptual (FASB, 1980; IASB, 1989; AECA, 1999) contemplan la fiabilidad como requisito exigible a la información contable para ser útil, mediante la prudencia (conservadurismo) en el cálculo de las cifras contables y la revelación de información adicional. De acuerdo con el IASB (1989), la prudencia supone el ejercicio de un cierto grado de cautela en los juicios

---

<sup>2</sup>De acuerdo con Feltham y Ohlson (1995) y Zhang (2000), el conservadurismo de balance implica una subestimación sistemática y persistente del valor contable de los recursos propios con respecto a su valor de mercado, motivando un ratio *precio-valor contable por acción* mayor que uno. Únicamente si la inversión en activos (y el valor en libros de los recursos propios) crece en el tiempo, el conservadurismo de balance se traducirá también en una subestimación del resultado contable con respecto al resultado económico, motivando un ratio *precio-resultado por acción* mayor que uno más el inverso del coste de capital.

necesarios para hacer estimaciones bajo incertidumbre, de manera que los activos e ingresos no sean sobrevalorados y que los pasivos y gastos no sean infravalorados<sup>3</sup>.

Buena parte de la investigación empírica se ha centrado en analizar el conservadurismo del resultado, utilizando para ello la definición de propuesta por Basu (1997): la tendencia de los contables a exigir un mayor grado de verificación para reflejar las *buenas noticias* (beneficios económicos) que para registrar las *malas noticias* (pérdidas económicas) en la cifra de resultados. Desde esta perspectiva, el resultado contable subestima el resultado económico debido a que una pérdida económica (la reducción en el valor actual de las expectativas de futuros flujos de tesorería de la empresa) será incorporada forma oportuna, mientras que un beneficio económico (un incremento en la capacidad de generación de tesorería de la empresa) sólo se reconocerá cuando se verifique a medida que se vaya realizando<sup>4</sup>. Asumiendo que el precio de las acciones incorpora de forma inmediata e insesgada toda información relevante, Basu (1997) constata que la asociación contemporánea entre el resultado contable y la rentabilidad de las acciones calculada sobre el ejercicio económico es significativamente positiva en promedio cuando las rentabilidades son negativas (el mercado recibe *malas noticias* y las incorpora a los precios). En cambio, cuando las rentabilidades son positivas (los inversores reciben y descuentan *buenas noticias*) la asociación resultados-rentabilidades es menos significativa, y la respuesta diferencial o asimétrica del resultado contable a las rentabilidades de signo negativo y positivo (*malas y buenas noticias*) es significativamente positiva.

El trabajo de Basu (1997) y estudios posteriores (Givoly y Hayn, 2000; Holthausen y Watts, 2000; Ryan y Zarowin, 2003) han constatado que el grado de asimetría del resultado a la hora de incorporar *malas y buenas noticias* se ha incrementado de forma notable en los Estados Unidos durante las últimas décadas, siendo más acentuado en el caso de las empresas pequeñas, con menor inversión en actividades de investigación y desarrollo, y con pérdidas acumuladas. Otros trabajos, han analizado las diferencias entre países sujetos a distintos sistemas de normas contables y caracterizados por diferentes entornos legales e institucionales (véase Watts, 2003b). En esta línea, Ball et al. (2000) constatan que la calidad (prudencia) de las normas contables propias de los países anglosajones es salvaguardada por diversos factores institucionales (como, por ejemplo, los costes de litigio afrontados por directivos y auditores), siendo el conservadurismo del resultado significativamente superior en los Estados Unidos. Por el contrario, los factores legales e institucionales propios de Europa continental y Japón incentivan en mayor medida a diferir el reflejo de las pérdidas económicas en la cifra de resultados. Pope y Walker (1999) examinan en mayor detalle las diferencias en la asimetría temporal del resultado entre el Reino Unido y Estados Unidos, concluyendo que no existen diferencias significativas cuando la cifra de resultados considerada incluye las partidas extraordinarias. En el contexto europeo, los trabajos de Giner y Rees (2001) y García Lara y Mora (2003, 2004) constatan que el grado de conservadurismo del resultado revelado por las empresas en el Reino Unido es superior al que muestran los países continentales, aunque las diferencias no son tan pronunciadas como sugieren Ball et al. (2000).

Ball et al. (2003) analizan un entorno específico formado por cuatro países asiáticos cuyo sistema contable ha estado influenciado tradicionalmente por las normas de los países anglosajones, si bien manifiestan ciertas similitudes con los países europeos en términos de influencia de los poderes públicos en la actividad económica, papel de las entidades bancarias en la financiación empresarial, composición del accionariado de las sociedades cotizadas o influencia de la profesión

---

<sup>3</sup>En términos similares se expresa el SFAC 2 emitido por el FASB (1980). El requisito de prudencia se materializa en numerosas normas, tales como la SFAS 121 y la IAS 36.

<sup>4</sup>Las prácticas conservadoras en el cálculo del resultado no afectan a la cuantía y distribución temporal de los flujos de caja, sino sólo a los ajustes que incorpora la cifra de resultados con respecto a tales flujos. Garrod et al. (2003) demuestran que los ajustes derivados de la variación en el capital circulante son los que concentran en mayor medida la incorporación asimétrica de *buenas y malas noticias* al resultado.

contable. La evidencia hallada sugiere que esos factores institucionales tienden a contrarrestar la calidad (prudencia) de las normas contables. Más recientemente, Ball y Shivakumar (2005) encuentran que el resultado revelado por las empresas británicas no negociadas en los mercados de valores tiende a ser menos prudente o conservador que el resultado publicado por las empresas admitidas a negociación.

Así pues, las diferencias en el conservadurismo o prudencia del resultado entre distintos sistemas contables, o entre empresas bajo un mismo sistema de normas, están afectadas por los incentivos de quienes elaboran la información financiera (directivos y auditores). A su vez, los incentivos para revelar una cifra de resultados más o menos prudente dependen de quienes sean los principales destinatarios o demandantes de la información financiera en cada entorno, así como de la implicación de la profesión contable frente al poder público en la emisión de normas contables y en el control de la calidad de la información financiera revelada. Como sugiere Sunder (1997, p. 172), “la eficacia de las normas contables depende no sólo de cómo son elaboradas, sino también de cómo son impuestas”.

En los países anglosajones (Estados Unidos, Canadá, Reino Unido y Australia), con una tradición legislativa basada en el derecho común, la implicación del sector público en la actividad económica y la regulación contable es relativamente menor que en los países cuya tradición legislativa se basa en la codificación (Europa continental y Japón). La importancia de los mercados de capitales organizados frente a los bancos en la financiación empresarial, la dispersión del accionariado de las sociedades cotizadas, así como el riesgo de demanda contra directivos y auditores por deficiencias en la revelación de información, también son mayores en los países anglosajones. Estos y otros factores motivan que los estados financieros representen la principal fuente de información para resolver la asimetría entre directivos y terceros (accionistas y acreedores) en los países anglosajones, y que la calidad demandada a la información financiera, en términos de revelación oportuna de pérdidas, sea mayor. Por el contrario, la relación estrecha que suele existir entre directivos y terceros en el entorno de los países de Europa continental relega la importancia de los estados financieros como fuente de información. Asimismo, los factores institucionales propios de esos países justifican en mayor medida la demanda de una cifra de resultados *alisada* con respecto a los cambios en el valor de mercado de la empresa (evitando el registro de grandes pérdidas o beneficios)<sup>5</sup>.

Los trabajos que analizan el efecto de los factores institucionales sobre la calidad de las normas de contabilidad emitidas por el IASB son escasos hasta la fecha, limitándose a analizar la calidad de las IAS frente a los US-GAAP. Así, por ejemplo, Harris (1995) constata que las cifras de resultados y recursos propios de ocho compañías calculadas bajo las IAS son esencialmente consistentes con las obtenidas aplicando los US-GAAP. Ashbaugh (2001) documenta que las IAS son generalmente más restrictivas que las normas nacionales en una muestra de 17 países, y requieren mayor revelación de información, sugiriendo que la adopción voluntaria de las IAS por parte de las empresas analizadas busca mejorar la calidad de sus estados financieros, y no está determinada por su cotización en el mercado de capitales norteamericano. Por su parte, Ashbaugh y Pincus (2001) analizan una muestra de empresas no radicadas en Estados Unidos, encontrando un incremento

---

<sup>5</sup>El *alisamiento* de resultados en los países de Europa continental y Japón también puede ser inducido por motivos fiscales (ver al respecto Leuz et al., 2003). Por otra parte, la mayor implicación de los poderes públicos en la regulación y práctica contable en esos países también puede motivar una mayor influencia de factores políticos en la revelación de información. Watts y Zimmerman (1978, 1986) argumentan que existen costes políticos asociados a la revelación de grandes beneficios, y que los gobiernos suelen ser adversos a la publicación de grandes pérdidas por parte de las empresas. Ball et al. (2003, p. 246) citan el caso de los bancos japoneses, a los que se permitió reconocer pérdidas sustanciales de forma gradual en sus estados contables para evitar ofrecer unos ratios de solvencia políticamente inaceptables.

significativo en la exactitud de los pronósticos de los analistas con posterioridad a la adopción de las IAS.

No obstante, en un informe de 1999, el FASB detalla más de 250 diferencias entre las IAS y los US-GAAP, concluyendo que la calidad de las IAS es menor. En línea con estas críticas, Harris y Muller (1999) constatan que las cifras de resultados y recursos propios publicadas de acuerdo con las IAS por una muestra de empresas extranjeras cotizadas en los Estados Unidos no son percibidas por el mercado como más relevantes que las cifras conciliadas a los US-GAAP. Ashbaugh y Olsson (2002) encuentran una evidencia análoga en relación con las compañías negociadas en el SEAQ de Londres, y Leuz (2003) muestra que la elección entre las IAS y los US-GAAP por parte de las empresas cotizadas en el Nuevo Mercado de Alemania no se traduce en una reducción de la asimetría informativa entre inversores, ni en un incremento de la liquidez del mercado. En conjunto, no existe evidencia concluyente acerca de una mayor calidad de la información financiera cuando es publicada de acuerdo con las IAS en lugar de utilizar las normas contables norteamericanas<sup>6</sup>, siendo escasa la evidencia empírica relativa a la calidad de las IAS frente a otras normas nacionales.

### 3. Muestra, Variables y Estadísticos Descriptivos.

El estudio empírico se lleva a cabo sobre tres muestras diferenciadas (panel A, tabla 1). La primera muestra reúne 568 empresas de 7 países europeos (Austria, Alemania, Bélgica, España, Francia, Italia y Suiza) que adoptaron las IAS, además de sus respectivas normas contables nacionales, a efectos de elaborar los estados contables publicados durante el período 1994-2003. La segunda y tercera muestras están formadas por 132 empresas y 1.145 empresas negociadas durante el mismo período en la Bolsa española y en el mercado de capitales británico, respectivamente, y cuyos estados financieros fueron publicados exclusivamente conforme a las correspondientes normas contables nacionales.

En cada muestra identificamos las observaciones empresa-año para las que la base de datos *Global Compustat* dispone de las cifras de resultado anual ordinario (antes de componentes extraordinarios) por acción y precio por acción en las fechas de inicio y cierre de cada ejercicio. Para el análisis complementario también se extrajeron las cifras de recursos propios y número de acciones emitidas en la fecha de cierre de cada ejercicio. Con respecto a cada empresa  $i$  y año  $t$  ( $t=1994, \dots, 2003$ ), el resultado ordinario por acción del ejercicio cerrado en ese año se divide por el precio por acción al inicio de cada ejercicio, para obtener la variable denotada por  $XP_{it}$ <sup>7</sup>. La segunda variable extraída de la base de datos para cada observación empresa-año es la rentabilidad anual de las acciones, calculada en la fecha de cierre de cada ejercicio y denotada por  $R_{it}$ <sup>8</sup>. Dado que sólo disponemos de las rentabilidades anuales, se descartaron las observaciones correspondientes a los años en que se produce un cambio de la fecha de cierre del ejercicio económico. Adicionalmente, se descartan las observaciones con valores nulos de alguna de las dos variables ( $XP_{it}$  y  $R_{it}$ ), así como los valores extremos de sus respectivas distribuciones (1% arriba y abajo). El panel total resultante está formado por 9.515 observaciones empresa-año. Consistentemente con la adopción creciente de las IAS, más del 72% de las observaciones

---

<sup>6</sup>Dye y Sunder (2001) discuten que existen tantas ventajas como inconvenientes en permitir la libre competencia entre las normas del IASB y del FASB a la hora de regular la revelación de información financiera en los Estados Unidos, frente al mantenimiento del actual monopolio del FASB.

<sup>7</sup>Esta variable también se calcula utilizando la cifra de resultado neto (después de componentes extraordinarios), más apropiada a fin de mantener la condición de "clean surplus", obteniendo una evidencia consistente con la hallada a lo largo del estudio empleando la cifra de resultado ordinario.

<sup>8</sup>La rentabilidad anual en la base de datos se calcula como la variación relativa del precio por acción del inicio al cierre del ejercicio ajustada por dividendos.

de la muestra de empresas que aplican esas normas se concentran en los últimos cuatro años del período muestral (panel B, tabla 1).

Los estadísticos descriptivos de las variables muestran que la desviación típica de rentabilidades y resultados difieren para las tres muestras, aunque sus valores medios y medianos son muy similares, existiendo una concordancia entre las muestras caracterizadas por una volatilidad mayor y menor tanto de los resultados contables como de las rentabilidades de mercado (resultados económicos) (panel C, tabla 1). Esto sugiere que el conservadurismo del resultado a la hora de incorporar los cambios en el valor de mercado de las empresas en las tres muestras puede ser similar, a pesar de que sus normas contables y entornos institucionales difieren. Asimismo, la distribución de los resultados evidencia una asimetría negativa (la media es menor que la mediana) en todas las muestras, aunque menos acentuada para la muestra española, lo que también avala la existencia de un conservadurismo del resultado.

#### 4. Evidencia Empírica: Resultados Principales.

Para contrastar la existencia de (y las diferencias en) el conservadurismo del resultado revelado en los tres sistemas de normas–entornos considerados, utilizamos inicialmente el modelo básico propuesto por Basu (1997), utilizando la variación en el valor de mercado de los recursos propios en cada ejercicio (ajustada por dividendos y transacciones de capital con accionistas) como un subrogado válido del resultado económico de la empresa. Así pues, contrastamos la diferencia en la incorporación de las pérdidas y beneficios económicos de cada ejercicio en el resultado contable mediante la estimación del siguiente modelo:

$$XP_{it} = b_{0j} + b_{1j}RD_{it} + b_{2j}R_{it} + b_{3j}R_{it}RD_{it} + e_{it} \quad [1]$$

donde los subíndices  $i$  y  $j$  denotan la empresa y el sistema contable-entorno, respectivamente, y  $RD_{it}$  es una variable ficticia que para cada empresa  $i$  toma valor 1 en presencia de pérdidas económicas durante el ejercicio cerrado en el año  $t$  ( $R_{it}<0$ ), y valor 0 cuando se registran beneficios económicos ( $R_{it}>0$ ).

La ecuación [1] se estima separadamente para cada sistema contable-entorno sobre el panel de observaciones disponibles de corte transversal (para todas las empresas) y temporal (para todos los años). La estimación del coeficiente  $b_{2j}$  proporciona una medida de la sensibilidad contemporánea del resultado contable revelado por las empresas del sistema contable-entorno  $j$  ante un beneficio económico. Por su parte, el coeficiente  $b_{3j}$  mide, para cada muestra  $j$ , la respuesta contemporánea marginal e *incremental* del resultado contable con respecto a las pérdidas, mientras que la respuesta *total* del resultado contable ante las pérdidas económicas registradas en cada ejercicio viene dada por  $(b_{2j}+b_{3j})$ . Por tanto, si el resultado publicado por las empresas de los tres sistemas normativos y entornos considerados es conservador, el coeficiente  $b_{3j}$  deberá ser significativamente positivo.

La oportunidad del resultado revelado bajo las IAS en la incorporación de las pérdidas y ganancias económicas, medido por el coeficiente de determinación de la regresión [1] ( $R^2=14,21\%$ ), es mayor que la oportunidad de los resultados publicados en España ( $R^2=8,62\%$ ) y el Reino Unido ( $R^2=9,29\%$ ) bajo sus respectivas normas nacionales (panel A, tabla 2). Por otra parte, la estimación del coeficiente  $b_3$  es positiva y significativamente distinta de cero en las tres muestras. Ello indica que el conservadurismo o prudencia es una nota característica del resultado hecho público por las empresas bajo diferentes sistemas normativos y en distintos entornos institucionales. No obstante, el grado de asimetría en la incorporación oportuna de las *malas noticias* con respecto a las *buenas noticias* por parte de la cifra de resultados difiere para las tres muestras identificadas. En concreto, el coeficiente  $b_3$  estimado para la muestra de empresas que aplican las IAS ( $b_3=0,292$ ) es 1,5 veces el coeficiente obtenido para las empresas británicas ( $b_3=0,187$ ), y 2,6 veces el estimado para las empresas españolas ( $b_3=0,111$ ).



Las diferencias en el conservadurismo del resultado entre las tres muestras pueden ser analizadas mediante la estimación de regresiones del resultado sobre las rentabilidades, diferenciando las observaciones correspondientes a *buenas noticias* ( $R_{it}>0$ ) y *malas noticias* ( $R_{it}<0$ ). Los resultados obtenidos (paneles B y C, tabla 1) ponen de manifiesto que existe una asimetría mayor en la sensibilidad del resultado ante pérdidas-beneficios en el caso de las empresas que adoptan las IAS y en el caso de las empresas británicas sujetas a sus normas contables nacionales, debido en parte a que los beneficios económicos no se incorporan al resultado. Por el contrario, el reconocimiento de *malas noticias* por parte del resultado de las empresas españolas que aplican las normas nacionales es menos oportuna, mientras que las *buenas noticias* de cada ejercicio tienen un impacto significativo en el resultado.

Con objeto de evaluar si las diferencias en el grado de prudencia (calidad) del resultado publicado por las empresas de los tres sistemas contables-entornos son estadísticamente significativas, estimamos un modelo similar al propuesto por Ball et al. (2000), definido de la siguiente forma:

$$XP_{it} = b_0 + \sum_j b_{0j} CD_{it}^j + b_1 RD_{it} + \sum_j b_{1j} RD_{it} CD_{it}^j + b_2 R_{it} + \sum_j b_{2j} R_{it} CD_{it}^j + b_3 R_{it} RD_{it} + \sum_j b_{3j} R_{it} RD_{it} CD_{it}^j + e_{it} \quad [2]$$

donde  $CD_{it}^j$  es una variable ficticia que toma valor 1 para las observaciones de la muestra  $j$ , y valor 0 en otro caso. La muestra de referencia (para la que  $CD_{it}^j=0$ ) es la formada por las empresas que adoptan las IAS. De esta forma, los coeficientes  $b_{3j}$  miden la diferencia en el conservadurismo del resultado en España y el Reino Unido (bajo sus respectivas normas nacionales) frente al conservadurismo del resultado revelado por las empresas de los países continentales bajo las normas internacionales de contabilidad. Si la calidad de las IAS, en términos de prudencia del resultado, es superior a la calidad de las normas contables españolas y británicas, y los incentivos de directivos y auditores a la hora de aplicar las IAS en los países de Europa continental no eliminan ese diferencial de calidad, esperamos que los coeficientes  $b_{3j}$  sean negativos significativamente distintos de cero.

La regresión [2] se estima midiendo las variables independientes  $R_{it}$  y  $RD_{it}$  con las rentabilidades *brutas* (modelo A) y *ajustadas* por el mercado, restando a las rentabilidades empresa-año en cada país la correspondiente rentabilidad media (modelo B). Los resultados obtenidos con ambas especificaciones indican que la hipótesis de mayor calidad de las IAS con respecto a las normas españolas y británicas no puede ser rechazada (tabla 3). Bajo las normas de contabilidad españolas, el impacto asimétrico de las pérdidas en el resultado es significativamente inferior al observado bajo las IAS ( $b_{3j} = -0,180$  y  $-0,153$ ), y ello a pesar de las empresas de ambas muestras comparten un entorno legal e institucional similar (e incentivos análogos de directivos y auditores en la aplicación de las normas contables). Por otra parte, el contexto institucional del Reino Unido ofrece notables diferencias con el propio de las empresas que adoptan las IAS en la muestra analizada, debiendo favorecer la publicación de un resultado más prudente. Asimismo, las normas contables británicas revisten mayores similitudes con las IAS que las normas españolas, compartiendo una mayor influencia de la profesión contable frente a los poderes públicos en su elaboración. Sin embargo, la calidad del resultado publicado en el Reino Unido y bajo las normas contables británicas, medido por su grado de conservadurismo, es significativamente inferior al alcanzado en los países continentales por las empresas que aplican las normas internacionales de contabilidad ( $b_{3j} = -0,103$  y  $-0,168$ ).

Adicionalmente, sobre la muestra de empresas que aplican las IAS contrastamos si el resultado publicado según esas normas (medido por la pendiente  $b_3$  del modelo [1]) es significativamente más conservador que el resultado publicado conforme a las normas nacionales antes de la adopción voluntaria de las IAS. Para ello, estimamos la siguiente regresión:

$$XP_{it} = b_0 + b_{0D}ID_{it} + b_1RD_{it} + b_{1D}RD_{it}ID_{it} + b_2R_{it} + b_{2D}R_{it}ID_{it} + b_3R_{it}RD_{it} + b_{3D}R_{it}RD_{it}ID_{it} + e_{it} \quad [3]$$

donde  $ID_{it}=1$  cuando la cifra de resultados de la empresa  $i$  correspondiente al ejercicio cerrado en el año  $t$  es elaborada de acuerdo con las IAS, e  $ID_{it}=0$  cuando se utilizaron las respectivas normas contables nacionales.

La evidencia hallada revela la existencia de un conservadurismo del resultado significativo empleando las normas contables nacionales e internacionales (paneles A y B, tabla 4). Sin embargo, la oportunidad asimétrica del resultado en la incorporación de las pérdidas económicas es significativamente superior una vez que se adoptaron las IAS ( $b_{3D}=0,119$ ) (panel C, tabla 4). Como hipótesis plausible, cabe suponer que el entorno legal e institucional de los siete países continentales seleccionados a lo largo del período que analizamos es relativamente homogéneo, y caracterizado por factores que tienden a inducir una baja calidad (prudencia) del resultado contable. En tal caso, la evidencia hallada sugiere que la aplicación de las IAS por ciertas empresas en ese contexto contrarrestó de hecho tales factores, y se tradujo en la publicación de un resultado de mayor calidad en términos de prudencia o conservadurismo.

## 5. Evidencia Empírica: Análisis Complementario.

La evidencia previa puede estar afectada por un posible sesgo en la medida del conservadurismo del resultado que proporciona los modelos estimados, el cual se trata de mitigar de dos formas. Por una parte, evaluamos si los resultados obtenidos están influidos por la correlación negativa entre la oportunidad asimétrica del resultado y el ratio precio-valor contable por acción (ratio MB) documentada por trabajos previos. Por otra parte, utilizamos un método de estudio alternativo que evita emplear las rentabilidades de mercado como medida del resultado económico.

Estudios previos (Beaver y Ryan, 2004; Pae et al., 2004, Roychowdhury y Watts, 2004) destacan que la ausencia de reconocimiento por la contabilidad de ciertos activos elimina la necesidad de registrar las pérdidas (y beneficios) experimentados por ellos. Así pues, el conservadurismo de balance tiende a reducir la medida del conservadurismo del resultado que proporciona el modelo de Basu (1997). Esto motiva una relación negativa entre la pendiente  $b_3$  del modelo [1] (como *proxy* del conservadurismo del resultado) y el ratio MB (como *proxy* del conservadurismo de balance) al comienzo del período de estimación de ese modelo.

Ello motiva que contrastemos si la evidencia previa persiste cuando se controla la variación del ratio MB. Para ello formamos tres carteras en cada año  $t$  según los valores relativos del ratio MB observado para todas las empresas al comienzo del ejercicio cerrado en ese año, y estimamos el modelo [2] de forma separada para cada cartera<sup>9</sup>. El conservadurismo del resultado tiende a acentuarse para las empresas con un ratio MB más bajo (menos conservadoras en la medida de sus recursos propios) en las tres muestras (tabla 5)<sup>10</sup>. No obstante, la diferencia en el coeficiente  $b_3$  entre las dos carteras-MB extremas es más notable en el caso de las empresas de los países continentales (aplicando las normas españolas o internacionales), consistentemente con la evidencia previa aportada por García Lara y Mora (2004). Por otra parte, la mayor oportunidad asimétrica o prudencia del resultado según las IAS en Europa continental, con respecto a los otros dos sistemas contables-entornos, sólo se aprecia de forma significativa para las empresas con un ratio MB más bajo.

Todos los modelos previamente estimados utilizan las rentabilidades bursátiles como una *proxy* del resultado económico asumiendo implícitamente la eficiencia del

<sup>9</sup>La muestra disponible para esta estimación se reduce a 8.832 observaciones, debido a la necesidad de disponer de la cifra de recursos propios por acción y a la pérdida del primer año del período analizado. También se descartan las observaciones con una cifra negativa de recursos propios.

<sup>10</sup>Las tablas 5 y siguientes no se incluyen en esta versión del trabajo por razones de extensión del mismo, pudiendo ser solicitadas al autor.

mercado, lo cual puede ser inapropiado “si el precio de las acciones representa una burbuja” (Givoly y Hayn, 2000, p. 289). En tal caso, el error de medida de las rentabilidades bursátiles (la variable independiente en la regresión [1]) estaría sesgando la estimación de la pendiente  $b_{3j}$  utilizada como medida de la prudencia del resultado en cada muestra. Así pues, al igual que otros estudios previos (Basu, 1997; Ball et al., 2003; Ball y Shivakumar, 2005), medimos la calidad (prudencia) del resultado contable elaborado bajo diferentes normas contables y factores institucionales evitando utilizar las rentabilidades de mercado.

Para ello, llevamos a cabo un análisis basado en las propiedades de la serie temporal de los resultados en cada uno de los tres sistemas contables-entornos identificados. Este análisis asume que el resultado económico de cada ejercicio es íntegramente transitorio, si la revisión en las expectativas de futuros flujos de tesorería de la empresa no está correlacionada de un ejercicio a otro. El conservadurismo del resultado contable, en la acepción dada por Basu (1997), implica que el resultado incorpora de forma oportuna una pérdida económica (una revisión a la baja en las expectativas de generación de tesorería), y *alisa* el reconocimiento de un beneficio económico al esperar a la realización de los futuros flujos de tesorería. Cabe esperar, por tanto, que los resultados contables muestren mayores decrementos que incrementos de un ejercicio a otro.

Para estudiar la persistencia del cambio en los resultados en función del signo de ese cambio, estimamos la siguiente regresión para cada muestra  $j$ :

$$\Delta XP_{it} = I_{0j} + I_{1j}\Delta D_{i,t-1} + I_{2j}\Delta XP_{i,t-1} + I_{3j}\Delta D_{i,t-1}\Delta XP_{i,t-1} + e_{it} \quad [4]$$

donde, para cada empresa  $i$  y año  $t$ :  $\Delta XP_{it}$  es el cambio en el resultado ordinario por acción del ejercicio cerrado en  $t$  con respecto al resultado ordinario por acción del ejercicio anterior, dividido por el precio por acción observado al comienzo del ejercicio cerrado en  $t$ ;  $\Delta XP_{i,t-1}$  es la variable  $\Delta XP_{it}$  retrasada un año; y  $\Delta D_{i,t-1}$  es una variable ficticia que toma valor 1 en presencia de cambios pasados negativos (si  $\Delta XP_{i,t-1} < 0$ ) , y valor 0 en otro caso (si  $\Delta XP_{i,t-1} > 0$ ). La pendiente  $I_{3j}$  mide la persistencia incremental (asimétrica) de los cambios negativos del resultado con respecto a los cambios positivos. Si los resultados son las realizaciones de un proceso de *recorrido aleatorio* en presencia de cambios positivos, y se ajustan a un proceso de *reversión a la media* ante cambios negativos, la estimación del coeficiente  $I_{2j}$  no será significativamente distinta de cero, mientras que la pendiente  $I_{3j}$  será significativamente negativa. Por tanto, en presencia de conservadurismo del resultado en los tres sistemas normativos y entornos considerados, esperamos que el coeficiente  $I_{3j}$  sea significativamente negativo.

La regresión [4] se estima sobre el panel de observaciones empresa-año disponibles para cada muestra, excluyendo las observaciones de  $\Delta XP_{it}$  y  $\Delta XP_{i,t-1}$  inferiores y superiores a los percentiles 1 y 100, respectivamente, de sus correspondientes distribuciones. El reconocimiento por el resultado de las pérdidas o *malas noticias*, con respecto a los beneficios o *buenas noticias*, es significativamente asimétrico y conservador en las tres muestras analizadas, siendo el coeficiente  $I_{3j}$  negativo y significativamente distinto de cero en todos los casos (panel A, tabla 6). Ello es consistente con la evidencia obtenida mediante la estimación del modelo [1] (tabla 2), reforzando la tesis de que el resultado elaborado y publicado por las empresas en los tres sistemas contables y entornos institucionales que analizamos es significativamente conservador o prudente.

Mediante la estimación de regresiones del modelo de cambios actuales sobre los cambios pasados del resultado, distinguiendo las observaciones de cambios positivos y negativos ( $\Delta XP_{i,t-1} > 0$  y  $\Delta XP_{i,t-1} < 0$ ), es evidente que los cambios negativos del resultado anual tienden a revertir de forma significativa en las tres muestras (paneles B y C, tabla 6). Ello es consistente con el reflejo por el resultado de componentes de naturaleza transitoria (pérdidas económicas) de forma oportuna. Por el contrario, los cambios del resultado anual de signo positivo, que suponemos reflejan

componentes de naturaleza persistente (beneficios económicos), tienden a mantenerse en el caso de las empresas británicas y de aquéllas que adoptan las IAS, y no están autocorrelacionados en el caso de las empresas españolas.

Ball et al. (2003, tabla 4) encuentran una pauta de reversión-persistencia de los cambios negativos-positivos del resultado similar a la hallada para el Reino Unido sobre una muestra que incorpora además empresas de Estados Unidos, Canadá y Australia para el período 1984-1996. Por su parte, Rueda (2004) también documenta que los resultados anuales de las empresas españolas cotizadas durante el período 1991-2000 se ajustan a un proceso de *recorrido aleatorio (reversión a la media)* en presencia de cambios positivos (negativos). Nuestro resultado más novedoso reside en la constatación de un patrón de persistencia (reversión) de los cambios positivos (negativos) del resultado calculado conforme a las IAS ( $I_3 = -1,380$ ), el cual es más acentuado que el observado para el resultado de las empresas españolas ( $I_3 = -0,575$ ) y británicas ( $I_3 = -1,036$ ).

Con objeto de contrastar si las diferencias en la persistencia-reversión de los cambios anuales del resultado entre la muestra IAS y las otras dos muestras son significativas en términos estadísticos, estimamos el siguiente modelo de regresión:

$$\begin{aligned} \Delta XP_{it} = & I_0 + \sum_j I_{0j} CD_{it}^j + I_1 \Delta D_{i,t-1} + \sum_j I_{1j} \Delta D_{i,t-1} CD_{it}^j + I_2 \Delta XP_{i,t-1} + \\ & + \sum_j I_{2j} \Delta XP_{i,t-1} CD_{it}^j + I_3 \Delta XP_{i,t-1} \Delta D_{i,t-1} + \sum_j I_{3j} \Delta XP_{i,t-1} \Delta D_{i,t-1} CD_{it}^j + e_{it} \end{aligned} \quad [5]$$

donde  $\Delta D_{i,t-1}$  y  $CD_{it}^j$  son las variables ficticias definidas para los modelos [4] y [2], respectivamente. De manera análoga al modelo [2], los coeficientes  $I_{3j}$  miden la diferencia en la reversión de los cambios negativos-positivos del resultado entre la muestra de referencia (empresas que adoptan las IAS) y las muestras de empresas españolas y británicas.

La estimación de la regresión [5] confirma que los cambios positivos y negativos del resultado anual bajo las IAS son significativamente más persistentes y transitorios, respectivamente, que bajo las normas españolas ( $I_{2j} = -0,325$  y  $I_{3j} = 0,805$ ) (tabla 7). Esto confirma la evidencia aportada por el modelo [2] basado en las rentabilidades de mercado, indicando que, aunque el entorno legal e institucional de las empresas que adoptan las IAS y las empresas españolas se puede considerar similar, la utilización de las normas internacionales aumenta la calidad del resultado. Y ello aunque la literatura sugiere que los factores característicos de ese entorno (como, por ejemplo, la baja probabilidad de demandas contra directivos y auditores por deficiencias en la oportunidad de la información publicada) tienden a mermar la oportunidad asimétrica (prudencia) del resultado.

En cambio, la evidencia obtenida mediante el análisis de las propiedades de los resultados revelados bajo las normas internacionales y británicas, no confirma la previamente hallada utilizando un modelo de asociación contemporánea entre resultados y rentabilidades de mercado. En concreto, las diferencias en el nivel de persistencia (transitoriedad) de los cambios positivos (negativos) del resultado entre las empresas que adoptan las IAS y las empresas del Reino Unido ( $I_{2j} = -0,158$  y  $I_{3j} = 0,344$ ) son débilmente significativas. Ello sugiere que normas contables de similar calidad (las normas internacionales y británicas) se traducen en un resultado de calidad análoga en cuanto a prudencia o reflejo oportuno de las pérdidas, aún cuando tales normas se apliquen en contextos legales e institucionales tan dispares como los que representan Europa continental y el Reino Unido<sup>11</sup>.

Por último, contrastamos si el incremento significativo en el conservadurismo del resultado tras la adopción de las IAS que evidencia la estimación del modelo [3]

<sup>11</sup>El modelo [5] también se estima de forma separada para cada una de las tres carteras formadas según el ratio MB sobre las que se estimó el modelo [2], confirmando la acentuación de las diferencias en el conservadurismo del resultado entre muestras con respecto a las empresas que muestran un ratio MB más bajo.

persiste cuando se analiza la persistencia-reversión del cambio en los resultados. Para ello, sobre la muestra de empresas que aplican las IAS estimamos la siguiente regresión:

$$\Delta XP_{it} = I_0 + I_{0D} ID_{i,t-1} + I_1 \Delta D_{i,t-1} + I_{1D} \Delta D_{i,t-1} ID_{i,t-1} + I_2 \Delta XP_{i,t-1} + I_{2D} \Delta XP_{i,t-1} ID_{i,t-1} + I_3 \Delta XP_{i,t-1} \Delta D_{i,t-1} + I_{3D} \Delta XP_{i,t-1} \Delta D_{i,t-1} ID_{i,t-1} + e_{it} \quad [6]$$

donde la variable  $ID_{i,t-1}$  toma valor 1 cuando el resultado del año del ejercicio cerrado en el año  $t-1$  se elabora conforme a las IAS, y valor 0 en otro caso (el resultado se elabora con arreglo a las normas nacionales).

La estimación de la ecuación [6] proporciona resultados consistentes con los que aporta el modelo [3]. La reversión experimentada por los cambios negativos del resultado sólo es significativamente superior a la reversión de los cambios positivos tras la aplicación de las IAS. Además, la diferencia entre la reversión incremental de los cambios negativos del resultado bajo las normas internacionales y nacionales ( $I_{3D} = -1,504$ ) es significativamente distinta de cero (tabla 8). Ello confirma que la adopción de las IAS en los países continentales y sobre el período analizado se tradujo en la publicación de un resultado de mayor calidad en términos de prudencia o conservadurismo que bajo las respectivas normas nacionales.

## 6. Conclusiones e Implicaciones.

Trabajos recientes (Ball et al., 2003; Leuz, 2003; Ball y Shivakumar, 2005) sugieren que la calidad de la información financiera está determinada en gran medida por los incentivos de directivos y auditores a la hora de aplicar esas normas. A su vez, tales incentivos están afectados por la demanda y los usos de la información financiera, así como por los factores institucionales propios de cada entorno. Las diferencias en estos factores entre países limitan, por tanto, el logro de la comparabilidad de los estados contables que podría ser alcanzada mediante la adopción de un cuerpo común de normas contables. En opinión de Ball et al. (2003), dado que los incentivos de quienes elaboran los estados contables son inherentes a los factores económicos, legales e institucionales propios de cada país o entorno, y tales factores son difícilmente homogeneizables, la aplicación de las IAS a escala global tendrá sólo un efecto limitado en la calidad de la información financiera efectivamente revelada.

Este trabajo contrasta la validez de tales argumentos, estando motivado por el actual debate sobre la calidad de las IAS para configurar un sistema de normas generalmente aceptadas en todo el mundo. Más concretamente, nuestro objetivo es examinar la calidad relativa de la información financiera publicada bajo las IAS en los países de Europa continental. Para ello, utilizamos dos sistemas de normas y entornos diferenciados como referentes de comparación. Por un lado, en el mismo contexto en el que se aplican las IAS, nuestro referente son las normas españolas. Por otro lado, un entorno legal-institucional diferenciado lo forma el Reino Unido, mientras que las normas británicas revisten mayores similitudes con las IAS que las normas españolas.

La calidad de la información financiera bajo los tres sistemas contable-entornos identificados se mide por el grado de prudencia o conservadurismo del resultado, entendido como la mayor oportunidad en la incorporación de las pérdidas económicas que en el reflejo de los beneficios económicos por la cifra contable de resultados. A su vez, el conservadurismo del resultado se cuantifica utilizando dos métodos de análisis: utilizando las rentabilidades de mercado como *proxy* del resultado económico y analizando las propiedades del resultado en serie temporal.

La literatura apunta que los factores institucionales característicos de Europa continental (tales como la influencia de los poderes públicos en la actividad económica, el papel de los bancos en la financiación empresarial, la concentración del accionariado de las sociedades cotizadas o el reducido riesgo de litigios afrontado por directivos y auditores) tienden a mermar la calidad de la información financiera. Nuestros resultados sugieren que esos factores han tenido un efecto limitado sobre la calidad propia de las IAS en los países de Europa continental, al menos en relación

con una muestra de empresas que adoptaron voluntariamente esas normas durante el período 1994-2003. Antes al contrario, el resultado revelado por esas empresas con arreglo a las IAS es significativamente más prudente que el resultado publicado según las normas nacionales. Asimismo, dentro del contexto legal e institucional relativamente homogéneo que forman los países de Europa continental, la aplicación de las IAS se traduce en un conservadurismo del resultado significativamente superior al observado bajo las normas contables españolas. Y ello a pesar de que los factores propios de ese contexto tienden a reducir la demanda de una cifra de resultados oportuna en el reflejo de las pérdidas. Sin embargo, el empleo de la IAS en el contexto continental motiva un reconocimiento de las *malas noticias* por la cifra de resultados sólo débilmente más completo o rápido que el observado fuera de ese contexto y bajo las normas británicas, al menos a la vista del análisis de la persistencia-reversión de los resultados. Ello es consistente con la similitud entre las normas internacionales y británicas, con un origen común en la profesión contable, aunque el contexto de aplicación de unas y otras sea distinto. En todo caso, la mayor prudencia de las IAS frente a las normas tanto británicas como españolas en la medida del resultado no se aprecia con respecto a las empresas más conservadoras en la valoración de sus recursos propios (con mayor ratio precio-valor contable por acción).

Ante la adopción obligatoria de las IAS en el ámbito europeo, la evidencia hallada sugiere que el coste asociado a su aplicación se puede ver compensado por una mejora en la calidad (prudencia) de la información financiera hecha pública por las empresas negociadas en las Bolsas europeas. En concreto, cabe apuntar que la aplicación generalizada de las normas internacionales de contabilidad debe contribuir a reducir la diferencia observada hasta la fecha en el grado de prudencia del resultado entre países continentales y anglosajones. No obstante, nuestros resultados también sugieren que la consecución de ese objetivo está condicionado por las normas y prácticas contables relativas al reconocimiento de activos y pasivos en balance.

## Referencias.

- Ashbaugh, H. (2001), "Non-US Firms' Accounting Standards Choices", *Journal of Accounting and Public Policy* 20:129-153.
- \_\_\_\_\_ y M. Pincus (2001), "Domestic Accounting Standards, International Accounting Standards and the Predictability of Earnings", *Journal of Accounting Research* 39 (3): 417-434.
- \_\_\_\_\_ y P. Olsson (2002), "An Exploratory Study of the Valuation Properties of Cross-Listed Firms' IAS and U.S. GAAP Earnings and Book Values", *Accounting Review* 77: 107-27.
- Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas (1999), *Marco Conceptual para la Información Financiera* (Madrid: AECA).
- Ball, R., S.P. Kothari y A. Robin (2000), "The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings", *Journal of Accounting and Economics* 29: 1-52.
- \_\_\_\_\_, A. Robin y J.S. Wu (2003), "Incentives Versus Standards: Properties of Accounting in Four East Asian Countries", *Journal of Accounting and Economics* 36: 235-270.
- \_\_\_\_\_ y L. Shivakumar (2005), "Earnings Quality in UK Private Firms: Comparative Loss Recognition Timeliness", *Journal of Accounting and Economics* 39: 83-128.
- Basu, S. (1997), "The Conservatism Principle and The Asymmetric Timeliness of Earnings", *Journal of Accounting and Economics* 24: 3-37.
- Beaver, W.H. y S.G. Ryan (2004), "Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling", Documento de Trabajo.
- Belkaoui, A. (1985), *Accounting Theory* (2ª edición) (Orlando: Harcourt Brace Jovanovich).

- Bliss, J.H. (1924), *Management Through Accounts* (New York: The Ronald Press Company).
- Comisión Europea (2000), *Estrategia de Información Financiera en la Unión Europea: El Camino a Seguir*. Comunicación de la Comisión COM (2000) 359, 13.06.2000.
- Dye, R.A. y S. Sunder (2001), "Why not allow FASB and IASB standards to compete in the U.S.?", *Accounting Horizons* 15 (3): 257-271.
- Feltham, G. y J. Ohlson (1995), "Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities", *Contemporary Accounting Research* 11: 689-731.
- Financial Accounting Standards Board (1980), *Statements of Financial Accounting Concepts No. 2: Qualitative Characteristics of Accounting Information* (Stanford: FASB).
- \_\_\_\_\_ (1999), *The IASC-US Comparison Project: A Report on the Similarities and Differences between IASC Standards and US GAAP* (2ª edición) (Norwalk: FASB).
- García Lara, J.M. y A. Mora (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.
- \_\_\_\_\_ (2004), "Balance Sheet Versus Earnings Conservatism in Europe", *European Accounting Review* 13 (2): 261-292.
- Garrod, N.W., P.F. Pope y A. Valentincic (2003), "Asymmetric Timeliness, Conservatism and Earnings Components", Documento de Trabajo.
- Giner, B. y W. Rees (2001), "On the Asymmetric Recognition of Good and Bad News in France, Germany and the United Kingdom", *Journal of Business Finance and Accounting* 28: 1285-1331.
- Givoly, D. y C. Hayn (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.
- Harris, T.S. (1995), *International Accounting Standards Versus US-GAAP Reporting: Empirical Evidence Based on Case Studies* (Cincinnati: South-Western College Publishing).
- Harris, M.S. y K.A. Muller III (1999), "The Market Valuation of IAS Versus US-GAAP Accounting Measures Using Form 20-F Reconciliations", *Journal of Accounting and Economics* 26: 285-312.
- Holthausen, R. y R. Watts (2001), "The Relevance of the Value Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting", *Journal of Accounting and Economics* 31: 3-75.
- International Accounting Standards Committee (1989), *Framework for the Preparation and Presentation of Financial Statements* (Londres: IASC).
- Kellogg, R.L. (1984), "Accounting Activities, Security Prices and Class Actions Lawsuits", *Journal of Accounting and Economics* 6:185-204.
- Kothari, S.P., T. Lys, C.W Smith y R.L. Watts (1988), "Auditor Liability and Information Disclosure", *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 4: 307-339.
- Leuz, C. (2003), "IAS Versus US GAAP: Information Asymmetry-Based Evidence from Germany's New Market", *Journal of Accounting Research* 41 (3): 445-472.
- \_\_\_\_\_, D. Nanda y P. Wysocki (2003), "Earnings Management and Investor Protection: An International Comparison", *Journal of Financial Economics* 69: 505-527.
- Pae, J., D. Thornton and M. Welker (2004), "The Link between Earnings Conservatism and Balance Sheet Conservatism", Documento de Trabajo (Queen's University).
- Pope, P.F. y M. Walker (1999), "International Differences in the Timeliness, Conservatism, and Classification of Earnings", *Journal of Accounting Research* 37 (suplemento): 53-87.
- Ryan, S.G. y P.A. Zarowin (2003), "Why has the contemporaneous linear returns-earnings relation declined?", *Accounting Review* 78: 523-553.

- Roychowdhury, S., y R.L. Watts (2004), "Asymmetric Timeliness of Earnings, Market-To-Book and Conservatism in Financial Reporting", Documento de Trabajo (Universidad de Rochester).
- Rueda, J.A. (2004), "Un Estudio sobre las Diferencias en la Relevancia Valorativa de la Cifra de Resultados entre Empresas", Documento de Trabajo (Universidad de Sevilla).
- Skinner, D. (1994), "Why Do Firms Voluntarily Disclose Bad News?", *Journal of Accounting Research* 32: 38-60.
- Sunder, S. (1997), *The Theory of Accounting and Control* (Cincinnati: South Western College Publishing).
- Watts, R.L. (2003a), "Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications", *Accounting Horizons* 17 (3): 207-221.
- \_\_\_\_\_ (2003b), "Conservatism in Accounting Part II: Evidence and Research Opportunities", *Accounting Horizons* 17 (4): 287-301.
- \_\_\_\_\_ y J.L. Zimmerman (1978), "Towards a Positive Theory of the Determination of Accounting Standards", *Accounting Review* 53: 112-134.
- \_\_\_\_\_ y J.L. Zimmerman (1986), *Positive Accounting Theory* (Englewood Cliffs: Prentice-Hall).
- White, H. (1980), "Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test of Heteroskedasticity", *Econometrica* 48: 817-838.
- Zhang, X. (2000), "Conservative Accounting and Equity Valuation", *Journal of Accounting and Economics* 29: 125-149.



**Tabla 1.** Características de la muestra.Panel A. *Empresas incluidas en las tres muestras.*

País	N
<b>IAS</b>	
Alemania	263
Austria	42
Bélgica	16
Francia	33
Italia	84
España	2
Suiza	129
	569
España	132
Reino Unido	1.145
<b>Total</b>	<b>1.846</b>

Panel B. *Distribución de las observaciones por muestra y año.*

Año	IAS	España	Reino Unido	Total
1994	44	46	369	459
1995	53	61	390	504
1996	63	62	442	567
1997	95	74	599	768
1998	137	79	692	908
1999	169	90	752	1.011
2000	251	101	789	1.141
2001	370	103	892	1.365
2002	444	114	906	1.464
2003	410	116	802	1.328
<b>Total</b>	<b>2.036</b>	<b>846</b>	<b>6.633</b>	<b>9.515</b>

Panel C. *Estadísticos descriptivos.*

	$XP_{it}$			$R_{it}$		
	Media	Mediana	Desv. Estándar	Media	Mediana	Desv. Estándar
IAS	0,020	0,044	0,191	0,049	0,021	0,466
España	0,065	0,068	0,115	0,179	0,131	0,422
Reino Unido	0,030	0,048	0,152	0,085	0,058	0,447

**Muestra:** La "muestra IAS" está formada por empresas de siete países europeos que adoptaron las IAS durante el período 1994-2003. Las muestras de España y Reino Unido reúnen empresas de ambos países que sólo aplicaron sus respectivas normas contables nacionales en ese período.

**Variables:** Para cada empresa  $i$  y año  $t$ ,  $XP_{it}$  es el resultado ordinario anual por acción del ejercicio cerrado en  $t$  dividido por el precio por acción al inicio del ejercicio; y  $R_{it}$  es la rentabilidad de mercado calculada sobre el ejercicio contable cerrado en  $t$ .  $N$  denota el número de observaciones empresa-año disponibles para cada variable y muestra. Se excluyen las observaciones con valores nulos y superiores (inferiores) al percentil 1 (100) de cada variable, así como las observaciones de los años en que se produce un cambio en la fecha de cierre del ejercicio económico.

**Tabla 2.**  
Asociación contemporánea entre resultados y rentabilidades de mercado.

Panel A:

$$XP_{it} = b_0 + b_1 RD_{it} + b_2 R_{it} + b_3 R_{it} RD_{it} + e_{it}$$

	$b_0$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	R <sup>2</sup> Ajustado (%)	N
IAS	0,049*** (6,15)	0,001 (0,02)	0,007 (0,35)	0,292*** (9,12)	14,21	2.036
España	0,059*** (8,25)	0,010 (0,78)	0,055*** (4,05)	0,111*** (2,87)	8,62	846
Reino Unido	0,057*** (16,34)	-0,008 (-1,56)	0,010 (1,14)	0,187*** (11,61)	9,29	6.633

Panel B:

$$XP_{it} = b_0 + b_1 R_{it} + e_{it} (R_{it} \geq 0)$$

	$b_0$	$b_1$	R <sup>2</sup> Ajustado (%)	N
IAS	0,049*** (6,15)	0,007 (0,35)	0,00	1.061
España	0,059*** (8,49)	0,054*** (4,16)	2,95	537
Reino Unido	0,057*** (16,34)	0,010 (1,14)	0,05	3.742

Panel C:

$$XP_{it} = b_0 + b_1 R_{it} + e_{it} (R_{it} < 0)$$

	$b_0$	$b_1$	R <sup>2</sup> Ajustado (%)	N
IAS	0,049*** (5,52)	0,298*** (11,56)	13,20	975
España	0,069*** (6,57)	0,166*** (4,38)	5,58	309
Reino Unido	0,049*** (12,48)	0,198*** (14,93)	8,60	2.891

Muestras y variables: Definidas en la tabla 1. Para cada empresa  $i$  y año  $t$ ,  $RD_{it}$  es igual a 1 si  $R_{it} < 0$ , e igual a 0 en otro caso.

Análisis: La regresión se estima sobre el panel de observaciones empresa-año. Los estadísticos  $t$  figuran entre paréntesis y son ajustados según White (1980). La significación de los coeficientes se denota por:

\* Estadísticamente significativo al 10%.

\*\* Estadísticamente significativo al 5%.

\*\*\* Estadísticamente significativo al 1%.

**Tabla 3.**

Asociación contemporánea entre resultados y rentabilidades de mercado.  
Comparación de la asimetría entre muestras.

$$XP_{it} = \mathbf{b}_0 + \sum_j \mathbf{b}_{0j} CD_{it}^j + \mathbf{b}_1 RD_{it} + \sum_j \mathbf{b}_{1j} RD_{it} CD_{it}^j + \\ + \mathbf{b}_2 R_{it} + \sum_j \mathbf{b}_{2j} R_{it} CD_{it}^j + \mathbf{b}_3 R_{it} RD_{it} + \sum_j \mathbf{b}_{3j} R_{it} RD_{it} CD_{it}^j + \mathbf{e}_{it}$$

	Modelo A		Modelo B	
	<i>b</i>	<i>t</i> ( <i>b</i> )	<i>b</i>	<i>t</i> ( <i>b</i> )
<u>Impacto de los beneficios</u>				
<i>b</i> <sub>2</sub> (Impacto bajo IAS)	0,007	0,41	0,046**	2,05
<i>b</i> <sub>2j</sub> (Impacto incremental IAS versus:)				
España	0,047**	2,14	0,029	0,76
Reino Unido	0,013	0,14	-0,029	-1,16
<u>Impacto incremental de las pérdidas</u>				
<i>b</i> <sub>3</sub> (Impacto bajo IAS)	0,291***	9,25	0,255***	7,04
<i>b</i> <sub>3j</sub> (Impacto incremental IAS versus:)				
España	-0,180***	-3,26	-0,153**	-2,27
Reino Unido	-0,103***	-2,93	-0,168***	-4,28
<i>N</i>	9.506		9.259	
R <sup>2</sup> Ajustado (%)	12,56		9,46	
Estadístico <i>F</i>	125,08***		88,90***	

Muestras y variables: Definidas en la tabla 1.  $R_{it}$  es la rentabilidad bruta (modelo A) y ajustada por la media de cada país y año (modelo B);  $RD_{it}$  es igual a 1 si  $R_{it} < 0$ , e igual a 0 en otro caso; y  $CD_{it}^j$  es igual a 0 para las observaciones de la muestra IAS, e igual a 1 para las observaciones de la muestra  $j$ .

Análisis: La regresión se estima sobre el panel de observaciones empresa-año. No se incluyen las estimaciones de los interceptos del modelo. Los estadísticos  $t$  figuran entre paréntesis y son ajustados según White (1980). La significación (individual y conjunta) de los coeficientes se denota por:

\* Estadísticamente significativo al 10%.

\*\* Estadísticamente significativo al 5%.

\*\*\* Estadísticamente significativo al 1%.

**Tabla 4.**

Asociación contemporánea entre resultados y rentabilidades de mercado.  
Comparación de la asimetría antes y después de la adopción de las IAS.

Panel A:

$$XP_{it} = b_0 + b_1 RD_{it} + b_2 R_{it} + b_3 R_{it} RD_{it} + e_{it} \quad (ID_{it} = 0)$$

$b_2$	$b_3$	R <sup>2</sup> Ajustado (%)	N
0,050**	0,172***	8,60	780
(2,36)	(4,36)		

Panel B:

$$XP_{it} = b_0 + b_1 RD_{it} + b_2 R_{it} + b_3 R_{it} RD_{it} + e_{it} \quad (ID_{it} = 1)$$

$b_2$	$b_3$	R <sup>2</sup> Ajustado (%)	N
0,007	0,292***	14,21	2.036
(0,35)	(9,12)		

Panel C:

$$XP_{it} = b_0 + b_{0D} ID_{it} + b_1 RD_{it} + b_{1D} RD_{it} ID_{it} + b_2 R_{it} + b_{2D} R_{it} ID_{it} + b_3 R_{it} RD_{it} + b_{3D} R_{it} RD_{it} ID_{it} + e_{it}$$

$b_{2D}$	$b_{3D}$	R <sup>2</sup> Ajustado (%)	N
0,172***	0,119**	15,28	2.816
(3,86)	(2,17)		

**Muestra:** Formada por 569 empresas de 7 países europeos que adoptaron las IAS durante el período 1994-2003.

**Variables:** Definidas en la tabla 1.  $RD_{it}$  es igual a 1 si  $R_{it} < 0$ , e igual a 0 en otro caso.  $ID_{it}$  es igual a 1 cuando la cifra de resultados se elabora y publica bajo las IAS, e igual a 0 cuando se emplean las respectivas normas nacionales.

**Análisis:** Las regresiones se estiman sobre el panel de observaciones empresa-año. No se incluyen las estimaciones de los interceptos de los modelos. Los estadísticos  $t$  figuran entre paréntesis y son ajustados según White (1980). La significación de los coeficientes se denota por:

- \* Estadísticamente significativo al 10%.
- \*\* Estadísticamente significativo al 5%.
- \*\*\* Estadísticamente significativo al 1%.