

Prudencia del resultado bajo las normas internacionales de contabilidad: un estudio comparado en Europa

Juan Antonio RUEDA TORRES*

Profesor Titular de Escuela Universitaria
Departamento de Contabilidad y Economía Financiera
Universidad de Sevilla
jrueda@us.es

Fecha de recepción: 19/05/2006

Fecha de aceptación: 15/09/2006

RESUMEN

La fiabilidad (y utilidad) de la información financiera exige la prudencia en la medida del resultado, entendida como la mayor oportunidad en el reconocimiento de las pérdidas que en la incorporación de los beneficios. En este trabajo cuantificamos la prudencia o conservadurismo del resultado publicado por una muestra de empresas europeas durante el período 1994-2003 analizando la relación contemporánea entre resultados y rentabilidades de mercado, así como la persistencia del resultado. Con ambas medidas, constatamos que el resultado publicado utilizando las Normas Internacionales de Contabilidad (NIC) es significativamente más conservador que el resultado elaborado bajo las normas contables españolas. En cambio, la aplicación de las NIC en los países continentales se tradujo en un resultado que es sólo ligeramente más prudente que el resultado publicado bajo las normas británicas. La evidencia hallada sugiere que los factores institucionales de Europa continental no parecen haber desvirtuado la calidad de las NIC en términos de prudencia del resultado.

Palabras clave: Normas Internacionales de Contabilidad, Mercado de capitales, Conservadurismo contable.

Earnings conservatism under international accounting standards: a comparative study in Europe

ABSTRACT

Financial reporting reliability (and utility) requires conservatism measure of earnings, in terms of higher timeliness in the recognition of economic losses (bad news) relative to economic profits (good news). For a sample of European firms over the period 1994-2003, we measure earnings conservatism by using stock returns as a proxy of economic income, and by testing the persistence of changes in accounting earnings. We find that timely recognition degree of economic losses in accounting earnings by firms complying with International Accounting Standards (IAS) is significant higher to the earnings timeliness under Spanish accounting standards. Nevertheless, conservatism of earnings reported

* El autor agradece los comentarios recibidos por parte de los asistentes al XII Encuentro de ASE-PUC sobre una versión previa de este trabajo, así como por un evaluador anónimo de la revista.

according to IAS is weakly higher than earnings conservatism under UK accounting standards. Our results suggest that incentives faced by managers and auditors from European countries in issuing financial statements seem to have a limited effect on quality of the IAS themselves.

Keywords: International Accounting Standards, Capital markets, Earnings conservatism.

SUMARIO: 1. Introducción 2. La prudencia o conservadurismo del resultado 3. Muestra, variables y estadísticos descriptivos 4. Evidencia empírica 5. Conclusiones e implicaciones. Bibliografía.

1. INTRODUCCIÓN

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 Contabilidad y Normas Internacionales de Información Financiera* (NIC en lo sucesivo) 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). La competencia entre ambos sistemas de normas ha motivado un debate sobre la calidad de las NIC frente a los US-GAAP, con vistas a consolidarse como el sistema de principios y normas de contabilidad generalmente aceptado a escala mundial. Los trabajos empíricos publicados hasta la fecha han analizado los factores determinantes de la adopción voluntaria de las NIC (Ashbaugh, 2001; Cuijpers y Buijink, 2005), así como su efecto sobre la relevancia valorativa de las cifras contables (Harris, 1995; Harris y Muller, 1999; Ashbaugh y Pincus, 2001; Ashbaugh y Olserson, 2002; Leuz, 2003). En conjunto, estos trabajos no aportan evidencia concluyente acerca de una mayor calidad de la información financiera publicada bajo las NIC frente a los US-GAAP¹.

Por otra parte, la comparación entre las NIC y otras normas nacionales distintas de los US-GAAP se ha basado fundamentalmente y hasta la fecha en trabajos de tipo descriptivo. En esta situación, la obtención de evidencia empírica referente al efecto de la aplicación de las NIC sobre las propiedades de la información financiera, tales como la prudencia de la cifra de resultados, cobra actualmente una especial relevancia en el contexto europeo. Hasta 2005, algunos países miembros de la Unión Europea (Alemania, Austria, Bélgica, Francia, Luxemburgo, Finlandia e Italia) y otros países europeos (Suiza) han venido permitiendo el uso de las NIC como alternativa a las normas nacionales en la elaboración de los estados financieros consolidados de las empresas cotizadas. Sin embargo, la adopción obligatoria de las NIC por parte de los grupos de sociedades cotizadas en los mercados de la Unión Europea y el Espacio Económico Europeo desde enero de 2005 supone la sustitu-

¹ 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.

ción de una amplia variedad de sistemas normativos, relacionados con los factores institucionales propios de cada país, por un único conjunto de normas (Whittington, 2005). Ello suscita un interrogante relativo a si esa sustitución redundará en una mejora de la calidad de la información financiera o si, por el contrario, los factores que condicionarán la aplicación de las NIC por parte de las empresas en los países europeos actuarán para contrarrestar la calidad de esas normas². En este sentido, Schipper (2005, p. 112) destaca que la adopción obligatoria de las NIC en el ámbito de la Unión Europea a partir de 2005 ofrecerá “un poderoso marco de investigación donde contrastar la importancia relativa de las normas contables frente a los incentivos [en su aplicación]” sobre la calidad de la información financiera.

Como implicación de su estudio empírico, Ball, Robin y Wu (2003, p. 259-260) apuntan que las diferencias internacionales en los incentivos afrontados por directivos y auditores en la elaboración de la información financiera “limitan la comparabilidad de la información contable que puede ser alcanzada mediante la mera homogeneización de las normas contables”. En su opinión, la adopción de normas de “alta calidad”, como las NIC, no garantiza la revelación de información financiera de calidad. Si los países que decidan adoptar las NIC no reforman los factores institucionales que condicionan la aplicación de esas normas por parte de directivos y auditores, penalizando la revelación de información de baja calidad, la propia calidad de las NIC se verá perjudicada.

Tratando de aportar evidencia en este sentido, este trabajo contrasta si la adopción voluntaria de las NIC por una muestra de empresas de siete países de Europa continental durante el período 1994-2003 se tradujo en la publicación de una cifra de resultados significativamente más prudente que el resultado hecho público 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 prudencia o conservadurismo del resultado se define en términos condicionales o *ex-post*, como la mayor oportunidad en la incorporación de pérdidas (*malas noticias*) que en el reflejo de beneficios (*buenas noticias*), y se mide analizando la relación contemporánea entre resultados y rentabilidades de mercado, así como entre cambios actuales y pasados de los resultados. Este trabajo extiende la evidencia previa en un doble sentido: por una parte, examinamos la calidad relativa de las NIC utilizando unas normas de comparación distintas de los US-GAAP y, por otra parte, evaluamos el conservadurismo del resultado elaborado conforme a las NIC.

La evidencia hallada apunta a que los factores institucionales propios de los países de Europa Continental no parecen haber desvirtuado la calidad *per se* de las NIC, en relación con la muestra y período objeto de estudio. En el contexto legal e insti-

² Según la comunicación adoptada por la Comisión Europea el 13 de junio de 2000, la preceptiva adopción de las NIC 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”.

tucional que forman los países de Europa continental, la aplicación de las NIC se traduce en un resultado significativamente más oportuno en el reflejo de las pérdidas que el resultado publicado bajo las normas contables españolas, lo cual es consistente con la menor prudencia ex-ante de las NIC en el reconocimiento y valoración de activos. En cambio, el resultado elaborado según las NIC 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 NIC 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 cuatro secciones. En la sección dos discutimos acerca de la naturaleza del conservadurismo o prudencia contable, revisando la evidencia previa relativa a las diferencias existentes en el conservadurismo de la información financiera revelada en diferentes países o entornos. La sección tres describe la muestra y las variables empleadas en el estudio empírico. Los resultados de este estudio se presentan en la sección cuarta. Finalmente, en la sección cinco resumimos a modo de conclusión los principales aspectos de la evidencia hallada, destacando algunas implicaciones de la misma.

2. LA PRUDENCIA O CONSERVADURISMO DEL RESULTADO

2.1. LA PRUDENCIA EN CONTABILIDAD

Los criterios de reconocimiento y valoración de los elementos de los estados financieros son prudentes o conservadores en tanto implican la subestimación del resultado económico y el valor del patrimonio neto de la empresa por parte de las cifras contables, 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). Se trata de mantener una posición prudente a la hora de elaborar la información financiera en condiciones de incertidumbre, a fin de proteger los derechos de los acreedores y los inversores en capital de la empresa.

Watts (2003a) argumenta que la prudencia en la medida de las cifras contables se justifica fundamentalmente por motivos contractuales y de reducción del riesgo de litigio afrontado por los directivos. En condiciones de asimetría en el acceso a la información sobre la empresa por parte de los agentes internos y externos a la misma, la demanda de cifras contables conservadoras busca mejorar la eficiencia de los contratos suscritos entre diferentes agentes para distribuir el valor generado por la empresa. Los contratos, cuando están basados en cifras prudentes, reducen el riesgo de apropiación indebida de recursos por parte de los directivos o accionistas a expensas de los acreedores. En ausencia de prácticas contables conservadoras, sería necesario incurrir en los costes de otros mecanismos de monitorización o control de directivos y accionistas, lo que mermaría su remuneración. Por otra parte, los costes de litigio o demanda afrontados por directivos y auditores son asimétricos, siendo más probable incurrir en ellos por la sobrestimación del resultado y el activo neto de

la empresa (Kellogg, 1984), y por la revelación no oportuna de malas noticias. El empleo de prácticas contables prudentes reduce así el riesgo de litigio al que están expuestos directivos y auditores (Kothari, Lys, Smith y Watts, 1988, Skinner, 1994).

Bajo las normas contables españolas contenidas en el Código de Comercio y el Plan General de Contabilidad, la prudencia se configura como un principio contable que es definido en términos similares a los de la IV Directiva CEE. Según este principio únicamente se admite la contabilización de los beneficios realizados a la fecha de cierre del ejercicio, si bien se exige registrar las pérdidas potenciales y los riesgos previsibles tan pronto sean conocidos e incluso aunque puedan ser objeto de reversión futura. Este principio tiene carácter preferencial respecto del resto de los principios contables, suministrando un criterio clave de decisión al responsable de elaborar la información financiera de la empresa en caso de conflicto entre diversos principios.

En el Marco Conceptual del IASB, la prudencia es una característica cualitativa o requisito de los estados financieros para ser fiables y útiles, a la que no se otorga primacía. La información financiera ha de ser prudente, lo que implica el ejercicio de un cierto grado de precaución al realizar los juicios necesarios para hacer las estimaciones requeridas bajo condiciones de incertidumbre, de tal manera que los activos o los ingresos no se sobrevaloren, y que los pasivos o los gastos no se infravaloren. Sin embargo, el ejercicio de la prudencia no permite, por ejemplo, la creación de reservas ocultas o provisiones excesivas, la minusvaloración deliberada de activos o ingresos, ni la sobrevaloración consciente de pasivos o gastos, porque de lo contrario los estados financieros no resultarían fiables.

De acuerdo con las definiciones de prudencia contenidas en la normativa contable referida, la medida prudente del resultado de la empresa se traduce también en una valoración conservadora de su patrimonio. No obstante, hay que precisar que aunque contablemente se puede subestimar la medida del patrimonio neto de forma persistente (por ejemplo, por la falta de reconocimiento de ciertos activos o su valoración según coste histórico), la subestimación del resultado en un cierto período deberá revertir en forma de mayores resultados futuros³. Asimismo, reduciendo el *conservadurismo de balance* se conseguirá un mayor *conservadurismo de resultado* (por ejemplo, la valoración de activos depreciables a valor razonable aumentará la dotación a amortización), y viceversa.

Por otra parte, conviene distinguir entre la prudencia *ex-ante*, derivada de normas o prácticas contables que *aceleran* la imputación del valor original de los activos como gastos, y la prudencia *ex-post*, derivada de un registro más oportuno de las pérdidas o deterioros del valor actual de los activos que de los beneficios o plusvalías. La prudencia *ex-ante* se deriva de los principios y normas contables que impiden reconocer en balance ciertos activos económicos (como, por ejemplo, la inversión en formación de personal), así como de prácticas tales como la valoración de inventarios

³ 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. En una situación de crecimiento de la inversión en activos valorados contablemente de forma conservadora, el conservadurismo de balance se traducirá a su vez en un conservadurismo del resultado (la subestimación del resultado económico por el resultado contable).

según el método LIFO o la amortización acelerada de activos sujetos a depreciación lineal, motivando una subestimación *incondicional* del resultado contable. En cambio, la prudencia *ex-post* implica una infravaloración *condicional* del resultado contable en los períodos en que acontecen beneficios económicos (un incremento en la capacidad de generación de tesorería de la empresa), que se reconocerán cuando se realicen, mientras que las pérdidas económicas (la reducción en el valor actual de las expectativas de futuros flujos de tesorería de la empresa) serán incorporadas al resultado de forma oportuna. Cabe esperar una relación inversa entre la prudencia *ex-ante* y *ex-post*, dado que cuanto menor sea el valor por el que se reconoce contablemente un activo, menor será la probabilidad de registrar una pérdida asociada al mismo.

Las normas contables propias de los países anglosajones, así como las NIC emitidas por el IASB, tienden a ser menos conservadoras *ex-ante* que las normas de los países de Europa continental como Alemania, Francia o España, tradicionalmente más orientadas a la protección de los acreedores. De hecho, Joos y Lang (1994) demuestran las normas británicas motivan unas cifras de resultados y recursos propios significativamente superiores a las publicadas bajo las normas alemanas. Esto se debe a que, por ejemplo, las normas contables británicas (y las NIC) difieren de las normas alemanas y españolas en cuanto admiten la revalorización voluntaria de activos o el reconocimiento de las marcas, y no permiten la valoración de inventarios según el método LIFO. Estos y otros criterios contribuyen a proporcionar una medida menos prudente de los activos que, a cambio, se traducen en un mayor conservadurismo *ex-post* del resultado.

2.2. INVESTIGACIÓN EMPÍRICA ACERCA DE LA PRUDENCIA DEL RESULTADO

Buena parte de la investigación empírica se ha centrado en analizar el conservadurismo *ex-post* 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. 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 grado de prudencia del resultado depende de quienes sean los principales destinatarios o demandantes de la información financiera hecha pública por la empresa. A su vez, la demanda de una cifra de resultados medida de forma conservadora está condicionada por dos tipos de factores: (i) *factores institucionales* del entorno,

tales como la implicación de la profesión contable frente al poder público en la emisión de las normas contables y en el control de la calidad de la información financiera revelada⁴, así como otras características legales o económicas propias de cada entorno (como, por ejemplo, el grado de protección legal de los inversores o el papel de los mercados de capitales organizados como medio de financiación empresarial); y (ii) *factores específicos* de cada empresa, o variables corporativas, que determinan las características de su información financiera (como, por ejemplo, el grado de concentración del accionariado o los instrumentos de gobierno corporativo). Estos dos tipos de factores determinan los *incentivos* de quienes aplican las normas y elaboran la información financiera (directivos y auditores) para revelar una cifra de resultados más o menos conservadora.

En línea con estos argumentos, el propio trabajo de Basu (1997) y estudios posteriores (Givoly y Hayn, 2000; Holthausen y Watts, 2000) constatan 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, lo cual se atribuye al crecimiento de los costes de litigio afrontados por directivos y auditores. En el contexto norteamericano también se ha constatado la correlación entre el conservadurismo del resultado y diversas variables corporativas. En concreto, se aprecia que la oportunidad del resultado en el reflejo de las pérdidas se acentúa en el caso de las empresas pequeñas, con menor inversión en actividades de I+D y pérdidas acumuladas (Ryan y Zarowin, 2003), y con respecto a las compañías que muestran un ratio *market-to-book* más bajo (Pope y Walker, 2003; Roychowdhury y Watts, 2004). En el Reino Unido y España, los estudios de Beques, Pope y Young (2004) y García Lara, García Osma y Peñalba (2005), respectivamente, demuestran que las empresas caracterizadas por sistemas de gobiernos corporativo *fuerte* tienden a revelar un resultado significativamente más conservador.

Otros trabajos han analizado las diferencias en el conservadurismo del resultado entre países caracterizados por diferentes sistemas de normas contables y otros factores institucionales (véase Watts, 2003b). 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

⁴ 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”.

tir 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)⁵.

Ball, Kothari y Robin (2000) constatan que, de hecho, el resultado publicado por las empresas en los países anglosajones y, en particular, en Estados Unidos, es significativamente más conservador en media que el resultado hecho público en Alemania, Francia y Japón. No obstante, 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. Ello sugiere que los incentivos en la aplicación las normas contables de los países anglosajones no anulan el conservadurismo de tales normas, mientras que el entorno y las características propias de las empresas de Europa Continental y Japón incentivan en mayor medida a diferir el reflejo de las pérdidas en la cifra de resultados. 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 y, más recientemente por las NIC. Sin embargo, esos países manifiestan ciertas similitudes con los países de Europa Continental 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 contable. La evidencia hallada sugiere que esos factores tienden a contrarrestar la calidad de las normas contables de los países analizados (y, en particular, de las NIC) en términos de prudencia o conservadurismo de la cifra de resultados⁶.

En el contexto europeo, los trabajos de Giner y Rees (2001), García Lara y Mora (2003, 2004) y Raonic, McLeay y Asimakopoulos (2004) constatan que el grado de conservadurismo del resultado revelado en el Reino Unido no es significativamente superior al publicado en los países continentales. No obstante, García Lara, García Osma y Mora (2005) demuestran que ello obedece a las prácticas de manipulación (subestimación) del resultado propias de las empresas los países continentales (Alemania y Francia), de manera que el ajuste de tales prácticas si permite apreciar una diferencia significativa el conservadurismo del resultado entre esos países y el

⁵ El *alisamiento* de resultados en los países de Europa continental y Japón también puede ser inducido por motivos fiscales (ver al respecto Leuz., Nanda y Wysocki, 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.

⁶ Dado que las NIC han cambiado sustancialmente a lo largo del tiempo, la calidad de su versión actual o futura puede ser muy diferente de su calidad durante el período (1984-1996) analizado por Ball *et al.* (2003). Por ello, Holthausen (2003) señala que la evidencia aportada por esos autores no permite inferir algún efecto potencial en relación con la adopción futura de las NIC (en especial en el ámbito europeo).

Reino Unido. Por su parte, Ball y Shivakumar (2005) encuentran que las empresas británicas admitidas a cotización cuentan con incentivos para revelar un resultado más prudente o conservador que las empresas no negociadas, a pesar de compartir el mismo entorno institucional. Peek, Buijink y Coppens (2004) extienden ese resultado sobre un conjunto de 14 países europeos, demostrando que la diferencia en el conservadurismo del resultado publicado por las empresas negociadas y no negociadas depende de las normas contables y otros factores institucionales de cada país, siendo más acentuada en los países con mayor orientación hacia los inversores. Asimismo, los factores institucionales parecen tener un débil impacto sobre el conservadurismo del resultado revelado por las empresas no negociadas (o negociadas pero con accionariado muy concentrado), que cuentan con escasos incentivos para publicar un resultado conservador.

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 NIC, 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.

Tabla 1. Características de la muestra

Panel A. *Empresas incluidas en las tres muestras.*

País	N
NIC	
Alemania	263
Austria	42
Bélgica	16
Francia	33
Italia	84
España	2
Suiza	129
	569
España	132
Reino Unido	1.145
Total	1.846

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

Año	NIC	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
Total	2.036	846	6.633	9.515

Panel C. Estadísticos descriptivos.

Muestra:	XP_{it}			R_{it}		
	Media	Mediana	Desv. Estándar	Media	Mediana	Desv. Estándar
NIC	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 NIC está formada por empresas de siete países europeos que adoptaron las NIC 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.

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} ⁷. La segunda variable extraída de la base de datos para cada observación

⁷ 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.

empresa-año es la rentabilidad anual de las acciones, calculada en la fecha de cierre de cada ejercicio y denotada por R_{it} ⁸. 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 NIC, más del 72% de las observaciones 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

4.1. RESULTADOS PRINCIPALES

Para contrastar la existencia de (y las diferencias en) la prudencia del resultado publicado en los tres sistemas contables-entornos considerados, utilizamos inicialmente el modelo básico propuesto por Basu (1997). Este modelo asume que la variación en el valor de mercado de los recursos propios en cada ejercicio (ajustada por dividendos y transacciones de capital con accionistas) proporciona 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 estimando el siguiente modelo:

$$XP_{it} = \beta_0 + \beta_1 RD_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 R_{it} RD_{it} + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

donde 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 ($R_{it} > 0$).

⁸ 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.

La ecuación [1] se estima separadamente para cada una de las tres muestras identificadas, utilizando el panel de observaciones disponibles de corte transversal (para todas las empresas) y temporal (para todos los años). La estimación del coeficiente β_2 proporciona una medida de la sensibilidad contemporánea del resultado contable ante un beneficio económico. Por su parte, el coeficiente β_3 mide la respuesta contemporánea marginal e *incremental* del resultado contable de cada ejercicio con respecto a las pérdidas acontecidas en el mismo, mientras que la respuesta contemporánea *total* del resultado contable ante las pérdidas viene dada por $(\beta_2 + \beta_3)$. Por tanto, si el resultado publicado por las empresas de los tres sistemas normativos y entornos considerados es conservador, el coeficiente β_3 deberá ser significativamente positivo.

La oportunidad del resultado revelado bajo las NIC 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 β_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 β_3 estimado para la muestra de empresas que aplican las NIC ($\beta_3=0,292$) es 1,5 veces el coeficiente obtenido para las empresas británicas ($\beta_3=0,187$), y 2,6 veces el estimado para las empresas españolas ($\beta_3=0,111$).

Tabla 2. Asociación contemporánea entre resultados y rentabilidades de mercado

Panel A:						
$XP_{it} = \beta_0 + \beta_1 RD_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 R_{it} RD_{it} + \varepsilon_{it}$						
Muestra:	β_0	β_1	β_2	β_3	R ² Ajustado (%)	N
NIC	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:				
$(R_{it} \geq 0)$				
$XP_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \varepsilon_{it}$				
Muestra:	β_0	β_1	R ² Ajustado (%)	N
NIC	0,049*** (6,15)	0,007 (0,35)	0,00	1.061

Muestra:	β_0	β_1	R ² Ajustado (%)	N
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:

 $(R_{it} < 0)$

$$XP_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \varepsilon_{it}$$

Muestra:	β_0	β_1	R ² Ajustado (%)	N
NIC	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%.

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 NIC 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:

$$XP_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_{0j} CD_{it}^j + \beta_1 RD_{it} + \sum_j \beta_{1j} RD_{it} CD_{it}^j + \beta_2 R_{it} + \sum_j \beta_{2j} R_{it} CD_{it}^j + \beta_3 R_{it} RD_{it} + \sum_j \beta_{3j} R_{it} RD_{it} CD_{it}^j + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

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 NIC. De esta forma, los coeficientes β_{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 NIC, 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 NIC en los países de Europa continental no eliminan ese diferencial de calidad, esperamos que los coeficientes β_{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 NIC 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 NIC ($\beta_{3j}=-0,180$ 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 NIC en la muestra analizada, debiendo favorecer la publicación de un resultado más prudente. Asimismo, las normas contables británicas revisten mayores similitudes con las NIC 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 ($\beta_{3j}=-0,103$ y $-0,168$).

Tabla 3. Asociación contemporánea entre resultados y rentabilidades de mercado. Comparación de la asimetría entre muestras.

$$XP_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_{0,j} CD_{it}^j + \beta_1 RD_{it} + \sum_j \beta_{1,j} RD_{it} CD_{it}^j + \beta_2 R_{it} + \sum_j \beta_{2,j} R_{it} CD_{it}^j + \beta_3 R_{it} RD_{it} + \sum_j \beta_{3,j} R_{it} RD_{it} CD_{it}^j + \varepsilon_{it}$$

	Modelo A		Modelo B	
	β	$t(\beta)$	β	$t(\beta)$
<i>Impacto de los beneficios</i>				
β_2 (Impacto bajo NIC)	0,007	0,41	0,046**	2,05
β_{2j} (Impacto incremental NIC versus:)				
España	0,047**	2,14	0,029	0,76
Reino Unido	0,013	0,14	-0,029	-1,16

	Modelo A		Modelo B	
	β	$t(\beta)$	β	$t(\beta)$
<i>Impacto incremental de las pérdidas</i>				
β_3 (Impacto bajo NIC)	0,291***	9,25	0,255***	7,04
β_{3j} (Impacto incremental NIC 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^2 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 NIC, 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%.

4.2. ANÁLISIS COMPLEMENTARIO

La evidencia previa puede estar afectada por un posible sesgo en la medida del conservadurismo del resultado que proporcionan 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.

Como se comentó en el epígrafe segundo, cabe esperar una relación inversa entre el conservadurismo de balance y la prudencia del resultado. Estudios previos (Pope y Walker, 2003; Beaver y Ryan, 2004; Pae, Thornton y Welker, 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. Estos trabajos demuestran que existe una relación negativa entre la medida del conservadurismo del resultado que proporciona el modelo de Basu (1997) y el ratio MB observado al comienzo del período de estimación de ese modelo (como *proxy* del conservadurismo de balance). Ello motiva que contrastemos si el mayor conservadurismo del resultado publicado bajo las NIC 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 sepa-

rada para cada cartera⁹. 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 4). No obstante, la diferencia en el coeficiente β_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 NIC 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.

Tabla 4. Asociación contemporánea entre resultados y rentabilidades de mercado. Comparación de la asimetría entre muestras y carteras formadas según el ratio MB.

$$XP_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_{0j} CD_{it}^j + \beta_1 RD_{it} + \sum_j \beta_{1j} RD_{it} CD_{it}^j + \beta_2 R_{it} + \sum_j \beta_{2j} R_{it} CD_{it}^j + \beta_3 R_{it} RD_{it} + \sum_j \beta_{3j} R_{it} RD_{it} CD_{it}^j + \varepsilon_{it}$$

	MB bajo		MB medio		MB alto	
	β	$t(\beta)$	β	$t(\beta)$	β	$t(\beta)$
<i>Impacto de los beneficios</i>						
β_2 (Impacto bajo NIC)	-0,017	-0,46	0,028	1,46	0,038**	2,13
β_{2j} (Impacto incremental NIC versus:)						
España	0,073*	1,71	0,015	0,63	0,015	0,54
Reino Unido	0,044	1,03	-0,017	-0,67	-0,047***	-2,44
<i>Impacto incremental de las pérdidas</i>						
β_3 (Impacto bajo NIC)	0,748***	7,86	0,371***	8,68	0,103***	4,03
β_{3j} (Impacto incremental NIC versus:)						
España	-0,540***	-2,91	-0,261**	-4,36	-0,078	-1,14
Reino Unido	-0,443***	-3,95	-0,045	-0,83	0,040	1,39
<i>N</i>	2,944		2,944		2,944	
<i>R</i> ² Ajustado (%)	13,06		24,95		15,92	
Estadístico <i>F</i>	41,19***		89,93***		51,67***	

Muestra y Variables: Como se definen en la tabla 3.

Análisis: La regresión se estima sobre el panel de observaciones empresa-año, para cada una de las tres carteras formadas en cada año t según los valores relativos del ratio precio-valor contable por acción (*MB*) observado para cada empresa al comienzo del ejercicio cerrado en ese 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%.

⁹ 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.

Todos los modelos previamente estimados utilizan las rentabilidades bursátiles como una *proxy* del resultado económico asumiendo implícitamente la eficiencia del 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 (β_{3j}) utilizada como medida de la prudencia del resultado. 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 :

$$\Delta XP_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta D_{i,t-1} + \lambda_2 \Delta XP_{i,t-1} + \lambda_3 \Delta D_{i,t-1} \Delta XP_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

donde, para cada empresa i y año t : ΔXP_{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 ΔXP_{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 λ_{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 λ_2 no será significativamente distinta de cero, mientras que la pendiente λ_3 será significativamente negativa. Por tanto, en presencia de conservadurismo del resultado en los tres sistemas normativos y entornos considerados, esperamos que el coeficiente λ_3 sea significativamente negativo.

La regresión [3] se estima sobre el panel de observaciones empresa-año disponibles para cada muestra, excluyendo las observaciones de ΔXP_{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 λ_3 negativo y significativamente distinto de cero en todos los casos (panel A, tabla 5). Ello es consistente con la evidencia obtenida mediante la estimación del modelo [1], 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.

Tabla 5. Persistencia del cambio de los resultados.

Panel A:						
$\Delta XP_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta D_{i,t-1} + \lambda_2 \Delta XP_{i,t-1} + \lambda_3 \Delta D_{i,t-1} \Delta XP_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$						
Muestra:	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3	R ² Ajustado (%)	N
NIC	-0,007 (-0,92)	-0,023* (-1,64)	0,231*** (2,59)	-1,380*** (-7,67)	17,22	1.619
España	0,003 (0,62)	-0,017** (-1,96)	-0,094 (-1,33)	-0,575*** (-2,99)	14,16	736
Reino Unido	-0,011*** (-4,22)	-0,012** (-2,34)	0,073** (-1,98)	-1,036*** (-12,40)	17,85	5.878

Panel B: ($\Delta XP_{i,t-1} \geq 0$)				
$\Delta XP_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta XP_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (\Delta XP_{i,t-1} < 0)$				
Muestra:	λ_0	λ_1	R ² Ajustado (%)	N
NIC	-0,007 (-0,92)	0,231*** (2,59)	3,24	859
España	0,003 (0,62)	-0,094 (-1,33)	1,14	468
Reino Unido	-0,011*** (-4,22)	0,073** (-1,98)	0,77	3.399

Panel C: ($\Delta XP_{i,t-1} < 0$)				
$\Delta XP_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta XP_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (\Delta XP_{i,t-1} < 0)$				
Muestra:	λ_0	λ_1	R ² Ajustado (%)	N
NIC	-0,030*** (-2,54)	-1,149*** (-7,36)	23,24	760
España	-0,014* (-1,91)	-0,669*** (-3,73)	26,90	268
Reino Unido	0,023*** (-4,98)	-0,962*** (-12,85)	24,07	2.479

Muestra: La muestra NIC está formada por empresas de siete países europeos que adoptaron las NIC 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 , ΔXP_{it} es el cambio del resultado ordinario anual por acción del ejercicio cerrado en t dividido por el precio por acción al inicio del ejercicio; $\Delta XP_{i,t-1}$ es la variable ΔXP_{it} retrasada un año; y $\Delta D_{i,t-1}$ es igual a 1 si $\Delta XP_{i,t-1} < 0$, e igual a 0 si $\Delta XP_{i,t-1} > 0$.

N denota el número de observaciones empresa-año disponibles para cada muestra. Se excluyen las observaciones con valores nulos y superiores (inferiores) al percentil 1 (100) de cada variable.

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% (test de *dos colas*).

** Estadísticamente significativo al 5% (test de *dos colas*).

*** Estadísticamente significativo al 1% (test de *dos colas*).

Mediante la estimación de regresiones del modelo de cambios actuales sobre los cambios pasados del resultado, distinguiendo las observaciones de cambios positivos y negativos ($\Delta XP_{i,t-1} \geq 0$ 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 5). 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 NIC, 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 NIC ($\lambda_3 = -1,380$), el cual es más acentuado que el observado para el resultado de las empresas españolas ($\lambda_3 = -0,575$) y británicas ($\lambda_3 = -1,036$).

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

$$\begin{aligned} \Delta XP_{it} = & \lambda_0 + \sum_j \lambda_{0j} CD_{it}^j + \lambda_1 \Delta D_{i,t-1} + \sum_j \lambda_{1j} \Delta D_{i,t-1} CD_{it}^j + \lambda_2 \Delta XP_{i,t-1} + \\ & + \sum_j \lambda_{2j} \Delta XP_{i,t-1} CD_{it}^j + \lambda_3 \Delta XP_{i,t-1} \Delta D_{i,t-1} + \sum_j \lambda_{3j} \Delta XP_{i,t-1} \Delta D_{i,t-1} CD_{it}^j + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad [4]$$

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

La estimación de la regresión [4] confirma que los cambios positivos y negativos del resultado anual bajo las NIC son significativamente más persistentes y transitorios, respectivamente, que bajo las normas españolas ($\lambda_{2j} = -0,325$ y $\lambda_{3j} = 0,805$) (tabla 6). Esto reafirma la evidencia hallada utilizando rentabilidades de mercado, indicando que, aunque el entorno legal e institucional de las empresas que adoptan las NIC y las empresas españolas se puede considerar similar, la utilización de las normas internacionales aumenta la prudencia 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 del resultado.

**Tabla 6. Persistencia del cambio de los resultados.
Comparación de la asimetría entre muestras.**

$$\Delta XP_{it} = \lambda_0 + \sum_j \lambda_{0j} CD_{it}^j + \lambda_1 \Delta D_{i,t-1} + \sum_j \lambda_{1j} \Delta D_{i,t-1} CD_{it}^j + \lambda_2 \Delta XP_{i,t-1} + \sum_j \lambda_{2j} \Delta XP_{i,t-1} CD_{it}^j + \lambda_3 \Delta XP_{i,t-1} \Delta D_{i,t-1} + \sum_j \lambda_{3j} \Delta XP_{i,t-1} \Delta D_{i,t-1} CD_{it}^j + \varepsilon_{it}$$

	λ	$t(\lambda)$
<i>Persistencia de los cambios positivos</i>		
λ_2 (Persistencia bajo NIC)	0,231***	2,59
λ_{2j} (Persistencia NIC versus:)		
España	-0,325***	-2,86
Reino Unido	-0,158*	-1,63
<i>Persistencia incremental de los cambios negativos</i>		
λ_3 (Persistencia bajo NIC)	-1,380***	-7,68
λ_{3j} (Persistencia NIC versus:)		
España	0,805***	3,06
Reino Unido	0,344*	1,74
N	8,233	
R^2 Ajustado (%)	17,74	
Estadístico F	162,39***	

Muestra: La muestra NIC está formada por empresas de siete países europeos que adoptaron las NIC 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 , ΔXP_{it} es el cambio del resultado ordinario anual por acción del ejercicio cerrado en t dividido por el precio por acción al inicio del ejercicio; $\Delta XP_{i,t-1}$ es la variable ΔXP_{it} retrasada un año; y $\Delta D_{i,t-1}$ es igual a 1 si $\Delta XP_{i,t-1} < 0$, e igual a 0 si $\Delta XP_{i,t-1} > 0$; y CD_{it}^j es igual a 0 para las observaciones de la muestra NIC, e igual a 1 para las observaciones de la muestra j .

N denota el número de observaciones empresa-año disponibles para cada muestra. Se excluyen las observaciones con valores nulos y superiores (inferiores) al percentil 1 (100) de cada variable.

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%.

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 NIC y las empresas del Reino Unido ($\lambda_{2j} = -0,158$ y $\lambda_{3j} = 0,344$) son débilmente significativas. Ello sugiere que normas contables de similar calidad (las normas internacionales y británicas) se traducen en un resultado análogo 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 Unido¹⁰.

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 NIC 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 NIC para configurar un sistema de normas generalmente aceptadas en todo el mundo. Más concretamente, nuestro objetivo es examinar la prudencia relativa del resultado publicado bajo las NIC 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 NIC, 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 NIC que las normas españolas. La prudencia o conservadurismo del resultado, entendido como la mayor

¹⁰ El modelo [4] 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.

oportunidad en la incorporación de las pérdidas económicas que en el reflejo de los beneficios económicos por la cifra contable de resultados, se cuantifica 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 en términos de prudencia del resultado. Nuestros resultados sugieren que esos factores han tenido un efecto limitado sobre la calidad propia de las NIC 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. En el contexto institucional relativamente homogéneo que forman los países de Europa continental, la aplicación voluntaria de las NIC se tradujo en un resultado significativamente más conservador que el resultado publicado bajo las normas contables españolas, consistentemente con la menor prudencia ex-ante de las NIC en el reconocimiento y valoración de activos, y a pesar de que los factores propios del contexto europeo tienden a reducir la demanda de una cifra de resultados oportuna en el reflejo de las pérdidas. Sin embargo, el empleo de la NIC 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 entorno 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 en términos de prudencia ex-ante, 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 NIC 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 NIC 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. Futuros trabajos deben contrastar la robustez de estos resultados preliminares cuando se controlan las diferencias en los factores institucionales entre países europeos, así como las características corporativas propias de las empresas que utilizan diferentes normas contables.

BIBLIOGRAFIA

- ASHBAUGH, H. Non-US Firms' Accounting Standards Choices. *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 20, 2001, pp. 129-153.
- ASHBAUGH, H. y PINCUS, M. Domestic Accounting Standards, International Accounting Standards and the Predictability of Earnings. *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, n° 3, 2001, pp. 417-434.
- ASHBAUGH, H. y OLSSON, P. An Exploratory Study of the Valuation Properties of Cross-Listed Firms' NIC and U.S. GAAP Earnings and Book Values. *Accounting Review*, Vol. 77, 2002, pp. 107-27.
- BALL, R., KOTHARI, S.P. y ROBIN, A. The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 29, 2000, pp. 1-52.
- BALL, R., ROBIN, A. y WU, J.S. Incentives Versus Standards: Properties of Accounting in Four East Asian Countries. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 36, 2003, pp. 235-270.
- BALL, R. y SHIVAKUMAR, L. Earnings Quality in UK Private Firms: Comparative Loss Recognition Timeliness. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, 2003, pp. 83-128.
- BASU, S. The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 24, 1997, pp. 3-37.
- BEAVER, W.H. y RYAN, S.G. Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling. Documento de Trabajo, 2004.
- BEEKES, W., POPE, P.F. y YOUNG, S. The Link between Earnings Timeliness, Earnings Conservatism and Board Composition: Evidence from the UK. *Corporate Governance*, Vol. 12, n° 1, 2004, pp. 47-51.
- BELKAOUI, A. *Accounting Theory* (2ª edición). Orlando: Harcourt Brace Jovanovich, 1985.
- BLISS, J.H. *Management Through Accounts*. Nueva York: The Ronald Press Company, 1924.
- COMISIÓN EUROPEA. *Estrategia de Información Financiera en la Unión Europea: El Camino a Seguir*. Comunicación de la Comisión COM (2000) 359, 13.06.2000.
- CUIJPERS, R. y BUIJINK, W. Voluntary Adoption of Non-local GAAP in the European Union: A Study of Determinants. *European Accounting Review*, Vol. 14, n° 2, 2005, pp. 1-38.
- DIETRICH, J.R., MULLER, K.A. y RIEDL, E.J. Asymmetric Timeliness Tests of Accounting Conservatism. Documento de Trabajo, 2005.
- DYE, R.A. y SUNDER, S. Why not allow FASB and IASB standards to compete in the U.S.? *Accounting Horizons*, Vol. 15, n° 3, 2001, pp. 257-271.
- FELTHAM, G. y OHLSON, J. Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities. *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, 1995, pp. 689-731.
- FINANCIAL ACCOUNTING STANDARDS BOARD. *The IASC-US Comparison Project: A Report on the Similarities and Differences between IASC Standards and US GAAP* (2ª edición). Norwalk: FASB, 1999.
- GARCÍA LARA, J.M. y MORA, A. La Incorporación Asimétrica de Noticias al Resultado Contable en un Contexto Europeo: Evidencia Empírica. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. 32, n° 116, 2003, pp. 235-264.

- GARCÍA LARA, J.M. y MORA, A. Balance Sheet versus Earnings Conservatism in Europe. *European Accounting Review*, Vol. 13, n° 2, 2004, pp. 261-292.
- GARCÍA LARA, J.M., GARCÍA OSMA, B. y MORA, A. The Effect of Earnings Management on the Asymmetric Timeliness of Earnings. *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 32, n° 3-4, 2005, pp. 691-726.
- GARCÍA LARA, J.M., GARCÍA OSMA, B. y PEÑALVA, F. Evidencia Española de la Relación entre Gobierno Corporativo y Conservadurismo Contable. Documento de Trabajo, 2005.
- GINER, B. y REES, W. On the Asymmetric Recognition of Good and Bad News in France, Germany and the United Kingdom. *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 28, 2001, pp. 1285-1331.
- GIVOLY, D. y HAYN, C. The Changing Time-Series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservative? *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 29, 2000, pp. 287-320.
- HARRIS, T.S. *International Accounting Standards Versus US-GAAP Reporting: Empirical Evidence Based on Case Studies*. Cincinnati: South-Western College Publishing, 1995.
- HARRIS, M.S. y MULLER III, K.A. The Market Valuation of NIC Versus US-GAAP Accounting Measures Using Form 20-F Reconciliations. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 26, 1999, pp. 285-312.
- HOLTHAUSEN, R. Testing the Relative Power of Accounting Standards versus Incentives and Other Institutional Features to Influence the Outcome of Financial Reporting in an International Setting. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 36, 2003, pp. 271-283.
- HOLTHAUSEN, R. y WATTS, R. The Relevance of the Value Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 31, 2001, pp. 3-75.
- JOOS, P. y LANG, M. The Effects of Accounting Diversity: Evidence from the European Union. *Journal of Accounting Research*, Vol. 32, 1994, pp. 141-175.
- KELLOGG, R.L. Accounting Activities, Security Prices and Class Actions Lawsuits. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 6, 1984, pp. 185-204.
- KOTHARI, S.P., LYS, T., SMITH, C.W., y WATTS, R.L. Auditor Liability and Information Disclosure. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 4, 1988, pp. 307-339.
- LEUZ, C. NIC Versus US GAAP: Information Asymmetry-Based Evidence from Germany's New Market. *Journal of Accounting Research*, Vol. 41, n° 3, 2003, pp. 445-472.
- LEUZ, C., NANDA, D. y WYSOCKI, P. Earnings Management and Investor Protection: An International Comparison. *Journal of Financial Economics*, Vol. 69, 2003, pp. 505-527.
- PAE, J., THORNTON, D. y WELKER, M. The Link between Earnings Conservatism and Balance Sheet Conservatism. Documento de Trabajo, 2004.
- PEEK, E., BUIJINK, W. y COPPENS, L. Accounting Conservatism in the European Union: The Influence of Institutions and Incentives. Documento de Trabajo, 2004.
- POPE, P.F. y WALKER, M. International Differences in the Timeliness, Conservatism, and Classification of Earnings. *Journal of Accounting Research*, Vol. 37, suplemento, 1999, pp. 53-87.
- POPE, P.F. y WALKER, M. Ex-ante and Ex-post Accounting Conservatism, Asset Recognition and Asymmetric Earnings Timeliness. Documento de Trabajo, 2003.
- RAONIC, I., McLEAY, S.J. y ASIMAKOPOULOS, I. The Timeliness of Income Recognition by European Companies: An Analysis of Institutional and Market Complexity. *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 31, n° 1, 2004, pp. 115-148.

- RYAN, S.G. y ZAROWIN, P.A. Why has the contemporaneous linear returns-earnings relation declined? *Accounting Review*, Vol. 78, 2003, pp. 523-553.
- ROYCHOWDHURY, S., y WATTS, R. Asymmetric Timeliness of Earnings, Market-to-Book and Conservatism in Financial Reporting. Documento de Trabajo, 2004.
- RUEDA, J.A. Un Estudio sobre las Diferencias en la Relevancia Valorativa de la Cifra de Resultados entre Empresas. Documento de Trabajo, 2004
- SCHIPPER, K. The Introduction of International Accounting Standards in Europe: Implications for International Convergence. *European Accounting Review*, Vol. 14, n° 1, 2005, pp. 101-126.
- SKINNER, D. Why Do Firms Voluntarily Disclose Bad News. *Journal of Accounting Research*, Vol. 32, 1994, pp. 38-60.
- SUNDER, S. *The Theory of Accounting and Control*. Cincinnati: South Western College Publishing, 1997.
- WATTS, R.L. Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications. *Accounting Horizons*, Vol. 17, n° 3, 2003a, pp. 207-221.
- WATTS, R.L. Conservatism in Accounting Part II: Evidence and Research Opportunities. *Accounting Horizons* Vol. 17, n° 4, 2003b, pp. 287-301.
- WATTS, R.L. y ZIMMERMAN, J.L. Towards a Positive Theory of the Determination of Accounting Standards. *Accounting Review*, Vol. 53, 1978, pp. 112-134.
- WATTS, R.L. y ZIMMERMAN, J.L. *Positive Accounting Theory*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1986.
- WHITE, H. Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test of Heteroskedasticity. *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp. 817-838.
- WHITTINGTON, G. The Adoption of International Accounting Standards in the European Union. *European Accounting Review*, Vol. 14, n° 1, 2005, pp.127-153.
- ZHANG, X. Conservative Accounting and Equity Valuation. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 29, 2000, pp. 125-149.