

**LA COMPARABILIDAD DE LA INFORMACIÓN CONTABLE EN EUROPA:
EFECTOS DE LA MANIPULACIÓN CONTABLE SOBRE EL NIVEL DE
CONSERVADURISMO**

Juan Manuel García Lara
(Lancaster University)

Beatriz García Osma
(Lancaster University)

Araceli Mora Enguítanos
(Universidad de Valencia)

Primera versión: junio 2003

(versión muy preliminar)

Juan Manuel García Lara (j.garcialara@lancaster.ac.uk). Lancaster University. Management School.
Department of Accounting and Finance. Bailrigg, Lancaster, LA1 4YX. United Kingdom.
Beatriz García Osma (b.garcia@lancaster.ac.uk). Lancaster University. Management School. Department of
Accounting and Finance. Bailrigg, Lancaster, LA1 4YX. United Kingdom.
Araceli Mora (Araceli.Mora@uv.es). Universidad de Valencia. Departamento de Contabilidad. Facultad de
Economía. Avda. de los naranjos s/n. 46022 – Valencia

Este trabajo forma parte de un proyecto de investigación financiado por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE) en su convocatoria competitiva de ayudas a la investigación 2003. Los autores forman parte además de los proyectos de investigación financiados por el Ministerio de Ciencia y Tecnología SEC2002-04608-C02-01 y 02 y del proyecto financiado por la comisión Europea IHP-RTN-99-1

1. Introducción

En los últimos años un importante número de trabajos empíricos han estudiado la valoración que el mercado de capitales realiza de la información contable en un contexto internacional. Más concretamente existe una línea de investigación que ha dado lugar a estudios importantes en los últimos años y que se centra en analizar si existe una asimetría en el reconocimiento de buenas y malas noticias en el resultado contable que puede llevar a diferencias sistemáticas entre períodos de buenas y malas noticias, y si esta asimetría es significativamente diferente entre distintos sistemas contables. Los resultados de los estudios comparativos que han utilizado el concepto de Basu (1997) del “conservadurismo del resultado” y un modelo de “regresión inversa”, y que han hipotetizado un mayor conservadurismo de los países anglosajones, dado el mayor riesgo de litigio en estos países, no han obtenido sorprendentemente resultados significativos.

Últimamente se han manifestado ciertas reservas al modelo de regresión inversa para el análisis comparativo. Entre otras cosas, se ha expresado cierta preocupación entre diversos investigadores sobre cómo distinguir en un análisis empírico el conservadurismo del resultado de la manipulación contable o del alisamiento. Las medidas del conservadurismo del resultado pueden verse afectadas, sin duda, por el nivel de manipulación de la gerencia

Mientras que es difícil establecer una relación teórica entre manipulación y conservadurismo del resultado en países como Estados Unidos o en el Reino Unido, si nos centramos en países en los que las barreras entre contabilidad y fiscalidad no están tan bien definidas, la relación entre ambos efectos está más clara.

En países donde el vínculo entre contabilidad y fiscalidad es mayor, por ejemplo en los países de la Europa continental, la gerencia tiene el incentivo de reducir el resultado con el fin de retrasar o evitar el pago de impuestos. Este comportamiento intensifica la relación entre resultados contables y rentabilidades de mercado en épocas de malas noticias, mientras que ocurre lo contrario cuando las noticias son buenas. Esto conduce a la sobrevaloración del conservadurismo del resultado en un estudio empírico

Mientras que en Estados Unidos se explica la existencia de conservadurismos del resultado basándose en la respuesta defensiva de la gerencia y auditores al riesgo de litigio por parte de los accionistas, deberíamos buscar explicaciones alternativas para el caso de los países de Europa continental donde el riesgo de litigio es prácticamente inexistente. Si nos fijamos en el riesgo de litigio como explicación del conservadurismo del resultado, los resultados de estudios comparativos entre países europeos son sorprendentes en cierta medida. Giner y Rees (2001) o Raonic (2003), García y Mora (2003) concluyen que no hay diferencias estadísticamente significativas entre el Reino Unido y el resto de países europeos. Sin embargo, teniendo en cuenta la ausencia de riesgos de litigio en los países continentales, se debería, en nuestra opinión, buscar explicaciones alternativas al por qué no se encuentran diferencias en el nivel de conservadurismo del resultado en los estudios empíricos realizados hasta la fecha.

En este estudio, con el fin de distinguir entre conservadurismo del resultado y manipulación contable, analizamos el nivel de conservadurismo del resultado en el Reino Unido, Francia y Alemania. Pensamos que Europa ofrece un buen campo para analizar la manipulación del resultado ya que existen diferencias en los incentivos para esa manipulación entre el Reino Unido y los países de la Europa continental. En primer lugar aplicamos la regresión de Basu. En ese caso los resultados que obtenemos son similares a los obtenidos en estudios previos y no encontramos diferencias significativas en el conservadurismo del resultado. En segundo lugar, calculamos los ajustes de devengo discrecionales realizando de nuevo el análisis del conservadurismo del resultado, pero utilizando como variable dependiente de la regresión inversa el resultado contable menos los ajustes discrecionales. Cuando se utiliza esta medida del resultado se mantiene el conservadurismo del resultado para el Reino Unido pero decrece notablemente para el caso de Francia y Alemania. Consideramos oportuno explicar esto con los incentivos que tiene la gerencia en los países continentales para manipular el resultado a la baja con el fin de evitar o retrasar el pago de impuestos.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección dos mostramos la evidencia previa sobre el conservadurismo del resultado. En la sección tres describimos la metodología. En la sección cuatro comentamos los resultados, y en la cinco mostramos las conclusiones .

2. Evidencia previa sobre el conservadurismo del resultado

Basu (1997) introduce con su estudio un nuevo concepto del término “conservadurismo contable” que además contrasta empíricamente. Este autor interpreta el conservadurismo como la tendencia de los contables a requerir un mayor nivel de verificación para reflejar buenas noticias que para registrar malas noticias en los estados financieros. Bajo su interpretación de conservadurismo, el resultado refleja las malas noticias con mayor prontitud que las buenas noticias. Por ejemplo, las pérdidas no realizadas se reconocen antes que las ganancias no realizadas. Esta asimetría en el reconocimiento lleva a diferencias sistemáticas entre períodos de buenas y malas noticias en cuanto a la oportunidad y la persistencia del resultado. En definitiva, el resultado contable responde de forma más completa o rápida a malas noticias que a buenas noticias. Ball, Kothari y Robin (2000) usan el término “conservadurismo del resultado” para distinguir este concepto del concepto tradicional señalado por Belkaoui (1985) al que denominan “conservadurismo de balance”.¹

Además del trabajo pionero de Basu (1997) que se aplica a una muestra de empresas estadounidenses, existen trabajos aplicados a un contexto más internacional como Ball et al (2000), Pope y Walker (1999), Robin y Wu (2001), Giner y Rees (2002), García y Mora (2003).

¹ Como ejemplo de algunas de las buenas noticias que, a diferencia de las malas, tienen un reflejo en el resultado contable dilatado en el tiempo estaría un cambio en la vida útil en un inmovilizado. Si se alarga la vida útil (buena noticia) esto se reflejaría en la cuenta de resultados a través de una menor tasa de amortización durante ese periodo de tiempo, por lo que el incremento en el resultado contable (vía menor amortización) se reflejaría a lo largo de varios años. Si por el contrario disminuye la vida útil, por lo general esto se reflejaría de inmediato en el resultado contable como una pérdida.

La metodología de estos estudios se basa en “regresiones inversas”. La mayoría de los estudios que a lo largo de la literatura han buscado la relación entre la información del mercado y la contable mediante estudios de asociación han considerado a la primera como variable dependiente, y a la información contable (generalmente el resultado o el resultado junto al neto patrimonial) como variable explicativa. La regresión inversa simplemente supone invertir las variables dependiente e independiente. En este caso, los precios de mercado son las variables independientes y el resultado contable es la dependiente. Beaver et al. (1987) señalan que la regresión inversa es una manera más eficiente de examinar la asociación existente entre ambas variables, tanto en términos de sesgo del coeficiente como de poder explicativo.

Así pues, en este contexto, las noticias buenas o malas, no son en sí la variación en el precio, sino los hechos económicos detrás del mismo, que pueden afectar a una empresa o bien a la totalidad de las mismas. Este subrogado de “noticias”, es decir de “hechos económicamente relevantes” que fue introducido por Basu (1997), fue seguido por todos los estudios que analizan la asimetría en la incorporación de noticias al resultado, incluido aquellos que realizan comparaciones internacionales.

Todos los estudios plantean y contrastan la hipótesis de que el conservadurismo del resultado existe en todos los países. Uno de los argumentos esgrimidos para explicar este resultado es el hecho de que la responsabilidad legal de los auditores y de la gerencia por comunicar las malas noticias de forma tardía se ha incrementado de forma significativa durante las tres últimas décadas (Kothari et al., 1989 y Skinner, 1994) ya que el conservadurismo reduce el riesgo de litigios.

Sin embargo, hay que tener en cuenta que el riesgo de litigio existe en países como Estados Unidos o el Reino Unido. Los accionistas (si se consideran racionales y adversos al riesgo) son más sensibles a la pérdida que al incremento de valor de los títulos. Por lo tanto, como consecuencia de una demanda externa de medidas conservadoras, la gerencia y los auditores en los países de “ley común” tendrían más acentuada esta asimetría. De hecho, una diferencia fundamental entre los países que podemos denominar como “anglo-

americanos” y los que podemos denominar como “continentales” es la relación que asumimos que existe entre la empresa y terceros que mantienen una relación con la misma (por ejemplo inversores en deuda, accionistas,...). El derecho común existente en los países anglo-americanos surge del sector privado. En la contratación con terceros se supone que ninguna de las partes tiene una posición de dominio sobre la otra y que la única manera que tienen los terceros de conocer cuál es la situación de la empresa es a través de las cuentas anuales. Por el contrario, el número de terceros con los que la empresa tiene relación en los países basados en el derecho romano, que caracteriza a los países continentales, es escaso. La contratación con la empresa tiende a ser conducida por un número reducido de representantes de grupos de individuos, como por ejemplo los bancos. Aquí no existe la presunción de que existe una relación lejana entre las partes; todo lo contrario, este sistema requiere que exista una relación estrecha entre empresa y terceros. Esta es la razón por la que no existe una demanda de información exacta y puntual en las cuentas anuales, puesto que esta información ya es conocida por sus usuarios antes de que se vea reflejada en las cuentas anuales. Por otro lado, en los países anglo-americanos, la propiedad de las empresas está diseminada entre un número muy elevado de inversores, que sólo pueden ser informados sobre la situación de la empresa a través de los estados financieros. Puesto que las cuentas anuales son la única fuente de información de los accionistas en estos países, existe una fuerte demanda de que la información contenida en los estados financieros sea exacta y puntual. Esta demanda es incluso más importante cuando se trata de malas noticias sobre la empresa. Si la información facilitada por la empresa no es correcta o si no se comunica de manera puntual, los inversores estarán dispuestos a demandar judicialmente a los directivos por no comunicar información que podría haber cambiado sus pautas de comportamiento, es decir, que podría haber modificado sus decisiones de inversión. Esto no ocurre en los países continentales. En éstos se demanda una valoración prudente del patrimonio neto para valorar la capacidad de endeudamiento de una empresa desde una perspectiva prudente. El objetivo es intentar asegurarse de que en caso de problemas financieros los acreedores podrán recuperar la inversión mediante la liquidación de los activos. Esto conlleva a una infravaloración constante del patrimonio neto debido a la infravaloración o al no reconocimiento de ciertos activos (este es el concepto de conservadurismo utilizado por Feltham y Ohlson (1995) al que ciertos autores se refieren

como “conservadurismo del balance”). Un aspecto importante a tener en cuenta por lo que puede afectar a los resultados de los estudios, es que este no reconocimiento o infravaloración de activos (“conservadurismo del balance”), como señalan Pope y Walker (2003) conlleva un menor “conservadurismo del resultado”, tal y como lo define y contrasta Basu y los modelos de regresión inversa. Así por ejemplo, las noticias sobre activos no reconocidos no se captarán de forma asimétrica en la información contable, ya que no se captarán en ningún caso, sean buenas o malas. Sin embargo, en un sistema contable con menos conservadurismo del balance y que reconozca esos activos, mostraría una asimetría entre las buenas y las malas noticias acerca del mismo con lo que en un análisis empírico se concluiría la existencia de un mayor conservadurismo del resultado en el segundo caso. Así pues, el conservadurismo del balance provoca un menor conservadurismo del resultado. En los países continentales donde el conservadurismo del balance es mayor (puede verse Joos y Lang (1994), Arce y Mora (2002), García Lara y Mora (2003) disminuiría el conservadurismo del resultado en los análisis empíricos.

Así pues, no sólo la hipótesis de la ausencia del riesgo de litigio conduciría a un menor conservadurismo del resultado de estos países, sino que, debido a un mayor conservadurismo del balance, este menor conservadurismo debería verse todavía más acentuado. Sin embargo, y esto es lo sorprendente, no es esto lo que muestran los estudios comparativos. Giner y Rees (2001), García Lara y Mora (2003) Raonic et al (2003)² muestran que no hay diferencias entre el Reino Unido y el resto de países, o que no son estadísticamente significativas.

Un posible explicación al por qué los países de Europa Continental muestran un conservadurismo del resultado similar al del Reino Unido, pese a la falta del riesgo de litigio y al efecto del conservadurismo del balance, es la existencia de prácticas de manipulación del resultado. La gerencia en estos países, donde la relación entre contabilidad y fiscalidad es muy estrecha, tienen un incentivo para reducir el resultado del ejercicio con el fin de retrasar o evitar pagos fiscales. Si esto es así, la asociación entre el resultado contable y las

² En el caso de Raonic et al (2003) las empresas de la muestra cotizan en varios países por lo que es menos sorprendente que no encuentre diferencias en el nivel de conservadurismo del resultado al tratarse de una muestra más homogénea.

rentabilidades de mercado se intensificará en periodos de malas noticias, mientras que se reducirá en los periodos de buenas noticias. Es decir, la asimetría entre buenas y malas noticias, y por tanto el conservadurismo del resultado que muestran los análisis será mayor.

En nuestro estudio empírico comparamos los resultados de analizar el conservadurismo del resultado en países europeos antes y tras tener en cuenta el efecto de la manipulación del resultado, mostrando que este aspecto es clave para el análisis. Sin embargo, y pese a acrecentar la asimetría, esto no debe llamarse conservadurismo del resultado, ya que es atribuible a las técnicas de manipulación con el fin de retrasar o evitar el pago de impuestos y, por tanto, poco tienen que ver con la presión de los inversores por conocer con mayor exactitud y puntualidad las malas noticias que las buenas.

3. Análisis empírico

Los países seleccionados para el análisis son el Reino Unido, Francia y Alemania. Precisamente se han escogido dos países de Europa continental donde, además de contar con suficiente número de datos y haber sido analizados en estudios previos, la influencia de la fiscalidad en la contabilidad es patente. Se analiza el conservadurismo del resultado antes y después de tener en cuenta la manipulación de la gerencia.

Como modelo utilizamos la regresión inversa propuesta por Basu:

$$X_t = \beta_0 + \beta_1 D + \beta_2 R_t + \beta_3 R_t D + u$$

Donde R_t es la rentabilidad de la empresa calculada como $(P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$. Hemos ajustado los precios de los títulos (teniendo en cuenta splits, ampliaciones de capital, etc...). D es una variable “dummy” que toma el valor 1 en caso de malas noticias (rentabilidad negativa o nula) y 0 en caso de buenas noticias (rentabilidad positiva)

En primer lugar realizamos las regresiones haciendo una réplica de estudios previos. X_t es el resultado ordinario por acción deflactado por el precio de la acción al inicio del periodo. A continuación, con el fin de incorporar el efecto de la manipulación de la gerencia sobre el resultado, elaboramos una medida de “resultado no manipulado”. En esta especificación el “resultado no manipulado” X_t^* es igual al resultado ordinario por acción menos los ajustes de devengo discrecionales por acción, deflactado todo por el precio al inicio del periodo, esto es:

$$X_t^* = (EPS_t - DACCPS_t) / P_{t-1}$$

Donde DACCPS son los ajustes discrecionales por acción.

Definimos los ajustes de devengo discrecionales (o devengos anormales) como el error de predicción del modelo de Jones (1991) multiplicado por el valor contable de los activos en el periodo $t-1$. Calculamos los devengos discrecionales utilizando una “aproximación de dos estados”. En primer lugar utilizamos el modelo general de Jones (1991) aplicado a los devengos del capital circulante (WCA) por Peasnell et al (2000). Los WCA se definen como un cambio en el capital circulante que no afecta a los flujos de caja³ y se establece la regresión sobre el cambio en las ventas. Para estimar estas regresiones utilizamos todos los datos disponibles, pero imponiendo la restricción de que existan al menos 6 observaciones por combinación de empresa y año. El modelo es el siguiente:

$$WCA_{i,t} / TA_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta REV_{i,t} / TA_{i,t-1} + \varepsilon$$

³ WCA: Variación de del total de tesorería y activos líquidos equivalentes menos los pasivos circulantes

Donde TA es el total de activos y REV las ventas. En un segundo paso utilizamos este parámetro de empresa-año de mínimos cuadrados ordinarios para dividir los ajustes del capital circulante (WCA) en ajustes de devengo discrecionales (DACC) y no discrecionales (NDACC). Así pues los no discrecionales (NDACC) son la parte que se predice del WCA mientras que los discrecionales son el residuo resultante de la regresión. Así pues:

$$\begin{aligned} DACC_{i,t} &= WCA_{i,t} / TA_{i,t-1} - NDACC_{i,t} \\ &= WCA_{i,t} / TA_{i,t-1} - (b_0 + b_1 \Delta REV_t / TA_{i,t-1}) \end{aligned}$$

Donde b_0 y b_1 son los parámetros empresa-año estimados en la regresión previa.

Incluimos en la muestra todas las observaciones disponibles en la base de datos “Datastream Live and Dead” para el Reino Unido, Francia y Alemania. Excluimos las empresas financieras y las que tienen una duración del ejercicio mayor de 380 días o menor de 350. También, con el fin de calcular los ajustes de devengo, excluimos las empresas para las que faltan datos o con un número de observaciones inferior a 6. La muestra final con la asciende a 10.624 observaciones empresa/año para el Reino Unido, 1.926 para Francia y 3.644 para Alemania para el periodo 1990-2001.

La tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos. En consonancia con la literatura previa sobre la manipulación del resultado los ajustes discrecionales son por término medio cero. La media y la mediana para los tres países del estudio es cero. También de acuerdo con la existencia de conservadurismo del resultado, este (manipulado o no manipulado) está negativamente sesgado. Esto significa que todas las medianas exceden a la media. Si nos fijamos en las rentabilidades de mercado observamos que ocurre exactamente lo contrario. Además la desviación típica del resultado (de nuevo manipulado o no) es menor que la desviación típica de las rentabilidades, consistente esto último con el argumento de Ball et

al (2000) de que el resultado del ejercicio es una función de las rentabilidades pasadas o presentes.

4. Resultados

Analizamos en primer lugar la existencia de conservadurismo del resultado en cada país utilizando la regresión inversa propuesta por Basu (1997). En la tabla 2, panel A, observamos que para todos los países β_3 , que muestra el efecto diferencial de las malas noticias con respecto a las buenas en el resultado, es significativamente positiva. Es decir el conservadurismo del resultado existe en todos los países. β_3 es 0,23 en el Reino Unido y Alemania y 0,19 en Francia. Este resultado es consistente con la evidencia previa. También el intercepto es significativamente positivo, mostrando la incorporación de buenas noticias de periodos anteriores en el periodo actual. El efecto de las buenas noticias en este periodo (β_2) es, como se esperaba, muy pequeño en todos los casos. El R^2 ajustado es consistente también con los estudios previos, y oscila alrededor del 0,12. Estos valores tan bajos son atribuibles a la asincronía entre la información contable y los precios de mercado (puede verse por ejemplo Easton et al 1992)

En segundo lugar volvemos a estimar las regresiones inversas de Basu (1997), pero esta vez recalculando la variable dependiente para incorporar el efecto de la manipulación contable. Trabajamos con una medida de “resultado no manipulado” que definimos como el resultado menos los ajustes discrecionales, previamente calculados con la estimación del error de la variación del capital circulante del modelo general de Jones (1991)

En este caso, como se muestra en el panel B de la tabla 2, el coeficiente diferencial de las malas noticias (β_3) para el Reino Unido es aproximadamente el mismo. Es de 0,21 cuando era de 0,23 utilizando el resultado (manipulado). Sin embargo en el caso de Francia y Alemania, para los que se espera que sea mucho menor, es ahora de 0,10 y 0,14 respectivamente. Es decir existe una reducción de 47% para el caso de Francia y del 86%

para el caso de Alemania. El coeficiente de las buenas noticias y de los interceptos se mantienen prácticamente iguales al modelo original de Basu para todos los países⁴

También es interesante señalar que el descenso de R^2 se produce en todos los países. Esto no es una sorpresa, dado que estamos utilizando una variable dependiente más próxima a los flujos de caja y, como señalan estudios previos, los ajustes de devengo son relevantes para el mercado. Así pues, cuando eliminamos del resultado parte de estos ajustes automáticamente la asociación es menor.

Finalmente analizamos si las diferencias entre países, una vez incorporamos en el análisis los ajustes discrecionales, son significativas. Para ello volvemos a realizar las regresiones previas, pero en lugar de hacer una regresión por país, utilizamos un único modelo para todos los países incorporando el efecto diferencial de cada país a través de variables *dummy*. Consideramos al Reino Unido como país de referencia, ya que a priori, y de manera consistente con los resultados de la tabla 2 panel B, es el país más diferente de los tres.

Si nos fijamos en la tabla 3 (panel A) observamos que las diferencias entre el Reino Unido y Francia y Alemania no existen cuando se utiliza el resultado (manipulado) como variable dependiente. Sin embargo, cuando eliminamos del resultado los ajustes discrecionales, la diferencia entre países es más notable. El incremento del coeficiente de las malas noticias en Francia con respecto al Reino Unido es $-0,11$ y significativo al 5%. La diferencia entre Reino Unido y Alemania no es tan pronunciada

Pope y Walker (1999) analizan las diferencias en el conservadurismo del resultado entre RU y EEUU. Muestran que cuando utilizan el resultado ordinario EEUU tiene un conservadurismo mucho más pronunciado que el Reino Unido. Sin embargo, cuando se

⁴ También utilizamos las regresiones de Fama y McBeth (1973). Sin embargo, dado el reducido número de observaciones de cada año para Francia y Alemania los resultados sólo son consistentes para el Reino Unido. Al menos, dada esta consistencia para el caso del Reino Unido, podemos argumentar que nuestros resultados no se ven afectados por problemas de dependencia

utiliza el resultado del ejercicio, es decir, después de resultados extraordinarios, encuentran un nivel de conservadurismo similar en ambos países. Este resultado sugiere que a la hora de analizar las diferencias entre países del conservadurismo del resultado conviene tener en cuenta las diferencias en el tratamiento de los resultados como ordinarios o extraordinario a la hora de clasificarlos (especialmente las malas noticias, que tienden a ser clasificadas con más facilidad como resultados extraordinarios). Realizamos de nuevo el análisis tomando como variable el resultado neto del ejercicio, obteniendo unos resultados similares en este caso⁵

5. Resumen y conclusiones

En este trabajo demostramos que en determinados contextos donde el vínculo entre contabilidad y fiscalidad es más fuerte, la manipulación del resultado afecta significativamente a la valoración del conservadurismo del resultado. Mostramos que mientras el conservadurismo del resultado no cambia significativamente en el Reino Unido tras eliminar los ajustes de devengo discrecionales, en los casos de Francia y Alemania la valoración del conservadurismo del resultado a través de la asimetría en la incorporación de buenas y malas noticias medido a través de la regresión inversa, sufre una reducción de entre un 47 y un 86%

Una limitación obvia de este estudio es que deberíamos comprobar si nuestros resultados son sensibles al modelo de ajustes discrecionales que utilizamos, lo que consideramos un futuro paso en nuestra investigación.

Nuestros resultados dan cierta luz sobre por qué en los estudios previos sobre conservadurismo del resultado en los países de Europa continental el conservadurismo que se observaba era demasiado elevado o similar al del Reino Unido. También mostramos que la gerencia en Europa Continental tiene incentivos para manipular el resultado contable a la baja, y es probable que esto afecte seriamente a los resultados de la investigación contable

⁵ No se muestran estos resultados en la comunicación pero se encuentran en poder de los autores

sobre diferencias entre países. El efecto que documentamos sobre el conservadurismo del resultado es sólo un ejemplo, y consideramos que debe fomentarse este tipo de estudios sobre el efecto de las diferencias institucionales entre los países, exógenas al propio sistema contable, en un momento en el que la Comisión Europea considera la comparabilidad como un objetivo prioritario. También deja en el aire cuestiones sobre si la normalización es suficiente para conseguir la comparabilidad sin una armonización de los incentivos.

tablas

Tabla 1 estadísticos descriptivos

País	N Obs	Variable	N	Mean	Median	Std. Dev	Min	Max
Reino Unido	10624	X	10624	0.04	0.07	0.14	-0.92	0.35
		X*	10624	0.05	0.06	0.19	-1.32	1.06
		return	10624	0.05	0.00	0.44	-0.81	2.34
		dacc	10624	0.00	0.00	0.43	-42.01	2.19
		ndacc	10624	0.01	0.00	0.43	-2.52	42.84
Francia	1926	X	1926	0.04	0.05	0.10	-0.79	0.35
		X*	1926	0.05	0.05	0.17	-1.23	1.08
		return	1926	0.08	0.03	0.42	-0.8	2.31
		dacc	1926	0.00	0.00	0.07	-0.47	0.70
		ndacc	1926	0.01	0.01	0.04	-0.62	0.25
Alemania	3644	X	3644	0.02	0.03	0.12	-0.91	0.35
		X*	3644	0.01	0.03	0.28	-1.32	1.08
		return	3644	0.01	-0.02	0.35	-0.81	2.35
		dacc	3644	0.00	0.00	0.18	-1.39	2.04
		ndacc	3644	0.01	0.01	0.15	-0.92	2.36

donde

X es beneficio ordinario por acción, deflactado por el precio al inicio del periodo.

X* es beneficio ordinario por acción menos devengos discrecionales por acción. Los devengos discrecionales se definen como dacc por total activo en $t-1$.

dacc es devengos discrecionales, calculados como el residuo del capital circulante en la versión general del modelo de Jones (1991)

ndacc es devengos no discrecionales, estimada como la parte que se predice de los devengos del capital circulante.

Tabla 2 Conservadurismo del resultado por países (regresiones individuales)

Panel A:	β_0	β_1	β_2	β_3	Adj. R ²
Resultado observado	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	
Reino Unido	0.07 31.71	0.00 0.00	0.02 3.40	0.23 18.64	0.13
Francia	0.06 14.61	0.01 0.00	0.02 2.03	0.19 8.68	0.12
Alemania	0.04 10.65	0.01 0.00	0.01 0.85	0.23 10.65	0.11
Panel B:	β_0	β_1	β_2	β_3	Adj. R ²
Resultado no manipulado	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	
Reino Unido	0.07 19.91	0.00 0.00	0.02 2.27	0.21 12.99	0.06
Francia	0.06 8.14	-0.02 0.00	0.02 1.30	0.10 2.95	0.03
Alemania	0.02 2.19	0.01 0.00	0.03 0.95	0.14 3.04	0.01

Panel A: $X_t = \beta_0 + \beta_1 D + \beta_2 R_t + \beta_3 R_t D + u$

Panel B: $X_t^* = \beta_0 + \beta_1 D + \beta_2 R_t + \beta_3 R_t D + u$

Donde R_t es la rentabilidad de la empresa calculada como $(P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$. Hemos ajustado los precios de los títulos teniendo en cuenta splits, ampliaciones de capital, etc...). D es una variable “dummy” que toma el valor 1 en caso de malas noticias (rentabilidad negativa o nula) y 0 en caso de buenas noticias (rentabilidad positiva)

X_t es resultado ordinario por acción deflactado por el precio al principio del periodo.

$$X_t^* = (\text{EPS}_t - \text{DACCPS}_t) / P_{t-1}$$

Donde EPS es resultado ordinario por acción DACCPS es ajustes discrecionales por acción. Definimos los ajustes de devengo discrecionales (o devengos anormales) como el error de predicción de l modelo de Jones (1991) multiplicado por el valor contable de los activos en el periodo $t-1$. El modelo general de Jones se aplica: $\text{WCA}/\text{LTA} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{REV}/\text{LTA} + \varepsilon$ donde WCA devengos del capital circulante [Datastream items $\Delta(376-375) - \Delta(389-387)$], REV es ventas (ds 104) y LTA es activos totales (ds 392) en periodo $t-1$.

t-statistics son consistentes con White (1980)

Table 3 Análisis comparativo delñ conservadurismo del resultado

Panel A:	β_0	β_1	β_2	β_3	Adj. R ²
Resultado observado	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	
Reino Unido	0.07 31.71	0.00 0.00	0.02 3.40	0.23 18.64	0.13
	β_{0j} <i>t-stat</i>	β_{1j} <i>t-stat</i>	β_{2j} <i>t-stat</i>	β_{3j} <i>t-stat</i>	
Francia	-0.01 -2.63	0.00 0.57	0.00 0.00	-0.04 -1.52	
Alemania	-0.03 -7.36	0.01 0.92	-0.01 -0.73	0.01 0.27	
Panel B:	β_0	β_1	β_2	β_3	Adj. R ²
Resultado no manipulado	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	
Reino Unido	0.07 19.91	0.00 0.00	0.02 2.27	0.21 12.99	0.05
	β_{0j} <i>t-stat</i>	β_{1j} <i>t-stat</i>	β_{2j} <i>t-stat</i>	β_{3j} <i>t-stat</i>	
Francia	-0.01 -1.19	-0.02 -1.32	0.00 0.09	-0.11 -2.92	
Alemania	-0.05 -4.48	0.01 0.97	0.01 0.29	-0.07 -1.33	

Panel A: $X_t = \beta_0 + \sum_j \beta_{0j} CD_j + \beta_1 RD_t + \sum_j \beta_{1j} CD_j RD_t + \beta_2 R_t + \sum_j \beta_{2j} CD_j R_t + \beta_3 R_t RD_t + \sum_j \beta_{3j} R_t CD_j RD_t + u_t$

Panel B: $X_t^* = \beta_0 + \sum_j \beta_{0j} CD_j + \beta_1 RD_t + \sum_j \beta_{1j} CD_j RD_t + \beta_2 R_t + \sum_j \beta_{2j} CD_j R_t + \beta_3 R_t RD_t + \sum_j \beta_{3j} R_t CD_j RD_t + u_t$

Donde R_t es la rentabilidad de la empresa calculada como $(P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$. Hemos ajustado los precios de los títulos teniendo en cuenta splits, ampliaciones de capital, etc...). D es una variable “dummy” que toma el valor 1 en caso de malas noticias (rentabilidad negativa o nula) y 0 en caso de buenas noticias (rentabilidad positiva). CD una variable dummy que toma el valor 1 para Francia y Alemania, y 0 en otro caso.

X_t es resultado ordinario por acción deflactado por el precio al principio del periodo.

$$X_t^* = (EPS_t - DACCPS_t) / P_{t-1}$$

Donde EPS es resultado ordinario por acción. DACCPS es ajustes discrecionales por acción. Definimos los ajustes de devengo discrecionales (o devengos anormales) como el error de predicción de l modelo de Jones (1991) multiplicado por el valor contable de los activos en el periodo t-1. El modelo general de Jones se aplica: $WCA/LTA = \beta_0 + \beta_1 \Delta REV/LTA + \varepsilon$ donde WCA devengos del capital circulante [Datastream items $\Delta(376-375) - \Delta(389-387)$], REV es ventas (ds 104) y LTA es activos totales (ds 392) en periodo t-1. t-statistics son consistentes con White (1980)

Referencias

ARCE M. Y MORA A. “““Empirical Evidence of the Effect of European Accounting Differences on the Stock market Valuation of Earnings and Book Value” *European Accounting Review* 11:2, 1-27.

BALL, R.; S.P. KOTHARI AND A. ROBIN. “The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings.” *Journal of Accounting and Economics* 29 (February 2000): 1-51.

BASU, S. “The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings.” *Journal of Accounting and Economics* 24 (December 1997): 3-37.

BASU, S. “Discussion of On the asymmetric recognition of good and bad news in France, Germany and the United Kingdom”, *Journal of Business, Finance and Accounting*, 28 (November/December 2001): 1333-1349.

EASTON, P.D.; T.S. HARRIS AND J.A. OHLSON. “Aggregate accounting earnings can explain most of security return”, *Journal of Accounting and Economics* 15 (June/September 1992): 119-142.

FAMA, E. AND J. MACBETH. “Risk, return, and equilibrium: empirical tests.” *Journal of Political Economy* 81 (May/June 1973): 607-636.

FELTHAM, G. AND J.A. OHLSON. "Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities." *Contemporary Accounting Research* 11 (Spring 1995): 689-732.

García Lara J.M. y Mora A. (2003) "On the persistent understatement of shareholders equity around Europe", *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 115.

García Lara J.M. y Mora Enguñados A. (2003) "La incorporación asimétrica de noticias al resultado contable en un contexto europeo: evidencia empírica", *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 116: 184-235.

GINER, B. AND W. REES. "On the asymmetric recognition of good and bad news in France, Germany and the United Kingdom." *Journal of Business, Finance and Accounting* 28 (November/December 2001): 1285-1331.

GIVOLY, D. AND C. HAYN. "The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative?" *Journal of Accounting and Economics* 29 (June 2000): 287-320.

JONES, J.J. "Earnings management during import relief investigations" *Journal of Accounting Research* 29 (Autumn 1991): 193-228.

PEASNELL, K.V., POPE, P.F., AND YOUNG, S. "Detecting earnings management using cross-sectional abnormal accruals models". *Accounting and Business Research* 30 (Autumn 2000): 313-326.

POPE, P.F. AND M. WALKER. "International differences in the timeliness, conservatism and classification of earnings." *Journal of Accounting Research* 37 (Supplement 1999): 53-87.

POPE, P.F. AND M. WALKER. "Ex-ante and ex-post accounting conservatism, asset recognition and asymmetric earnings timeliness." Working paper, Lancaster University and University of Manchester, 2003.

RAONIC, I.; S.J. MCLEAY AND I. ASIMAKOPOULOS. "The timeliness of income recognition by European companies: An analysis of institutional and market complexity", Working paper, University of Wales, Bangor, 2003.

WHITE, H. "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct tes