

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

**Araceli Mora, Juan M. García Lara, Beatriz García Osma y Ana Gisbert**

WP-EC 2004-14

Corresponding author: A. Mora: Universitat de València, Avda. Tarongers, Edifici Departamental Oriental. 46022 Valencia. Tel: +34 96 382 83 03. E-mail: [Araceli.Mora@uv.es](mailto:Araceli.Mora@uv.es)

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Julio 2004.

Depósito Legal: V-3359-2004

*Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas.*

---

\* Versiones previas del presente trabajo se han presentado en *XII Congreso AECA*, Cádiz, Octubre 2003, *III Workshop sobre investigación empírica en contabilidad financiera*, Alicante, Noviembre 2003, *Accounting Research Workshop* Amsterdam University, Noviembre 2003 y *EIASM Workshop on Capital Markets*, Frankfurt, Diciembre 2003. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias recibidos en estos foros. Asimismo, agradecen las sugerencias de Steve Young (Lancaster University), así como los medios materiales que a nuestra disposición ha puesto la Universidad de Lancaster (RU) para la elaboración del estudio. Esta versión forma parte de una ayuda a la investigación del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (Convocatoria 2003)

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

Araceli Mora, Juan M. García Lara, B. García Osma y Ana Gisbert

## Resumen:

El objetivo de este trabajo es analizar las diferencias internacionales en el nivel de conservadurismo contable, excluyendo el efecto de la manipulación del beneficio en tres países europeos, Francia, Alemania y Reino Unido. Estos países representan regímenes contables distintos y cuentan con diferencias institucionales determinantes, tanto en la magnitud como en el signo de las prácticas de manipulación. En concreto, los países de Europa continental incluidos en el análisis, presentan características institucionales que incentivan la manipulación del resultado contable a la baja, pudiendo afectar significativamente a los resultados de los trabajos empíricos sobre conservadurismo del resultado, quedando éste sobrevalorado al tener en cuenta cifras de beneficio “manipuladas” a la baja por motivos muy distintos al reconocimiento de “malas noticias”. Hasta el momento, los resultados procedentes de estudios anteriores no han apreciado un grado de conservadurismo del resultado superior en el Reino Unido, país que sin embargo, por su mayor riesgo de litigio y su menor conservadurismo del balance, hace prever un sesgo conservador del resultado superior al de los países de Europa continental. Aplicando el modelo de regresión inversa de Basu (1997), los resultados, comparados con los obtenidos utilizando como variable dependiente el resultado publicado, es decir, aquel sujeto a posibles manipulaciones, muestran que, una vez excluidos los ajustes discrecionales por devengo de la cifra de resultados, como aproximación al grado de manipulación contable, el nivel de conservadurismo decrece notablemente en Francia y Alemania, mientras que se mantiene en el Reino Unido. Asimismo, el cálculo de los ajustes discrecionales por devengo demuestra que en Francia y Alemania las prácticas de manipulación están dirigidas a la minoración del nivel de resultados.

**Palabras clave:** Manipulación del Resultado, Conservadurismo Contable, Factores Institucionales.

## Abstract:

This paper aims to study international differences in accounting conservatism, excluding the effect of earnings management practices across three European countries (France, Germany and United Kingdom). These countries not only belong to different accounting regulatory regimes but also present significant institutional differences determinant on both the magnitude and sign of earnings management practices. Particularly, continental European countries included in our sample have institutional features that enhance managers to engage in income decreasing earnings management practices, thus, affecting the results of earnings conservatism empirical studies, where the use of a lower “managed” earnings figure leads to an over valuation of accounting conservatism not driven by the recognition of “*bad news*”. Although higher litigation risk and lower balance sheet conservatism suggest a higher level of earnings conservatism in the UK, previous empirical studies have not reported consistent results compared to continental European countries. Using the Basu (1997) model, results show that, excluding discretionary accruals as a proxy for earnings management, that is, using an “unmanaged” earnings figure, earnings conservatism for France and Germany decreases, while it remains constant for the UK, compared to the results of a similar analysis using as dependent variable the published and possibly “managed” earnings figure. In addition, discretionary accruals provide evidence of income-decreasing earnings management practices in France and Germany.

**Keywords:** Earnings Management, Earnings Conservatism, Institutional Factors.

## 1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años numerosos 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, recientemente, ha dado lugar a estudios importantes 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 los diversos sistemas contables. Hasta la fecha, los resultados de los estudios comparativos que han utilizado el concepto de Basu (1997) de “conservadurismo del resultado” y su modelo de “regresión inversa”, y que han planteado la hipótesis de 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 sobre el modelo de regresión inversa para el análisis comparativo. Por ejemplo, se ha expresado cierta preocupación sobre cómo distinguir en un análisis empírico el conservadurismo del resultado de la manipulación contable o del alisamiento<sup>1</sup>. Ello es debido a que las medidas del conservadurismo del resultado pueden verse afectadas, sin duda, por el nivel de manipulación de la gerencia.

En el presente estudio argumentamos que estos sorprendentes resultados obtenidos por estudios previos se deben a las diferencias internacionales en la manipulación del resultado contable, que a su vez son consecuencia de las diferencias entre países continentales y anglosajones en las motivaciones existentes para manipular el beneficio, diferencias ya argumentadas por algunos estudios empíricos.

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. Consideramos que Europa ofrece un buen campo para analizar la manipulación del resultado ya que existen diferencias en los incentivos para manipular el resultado entre el Reino Unido y los países de la Europa continental. En nuestro análisis,

---

<sup>1</sup> Los términos manipulación del beneficio y gestión del beneficio son utilizados de forma indistinta a lo largo del texto.

aplicamos en primer lugar la regresión de Basu (1997). Los resultados que obtenemos son similares a los de estudios previos y no encontramos diferencias significativas en el conservadurismo del resultado entre países. Seguidamente, calculamos los ajustes por devengo discrecionales y realizamos 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. Creemos que este resultado se explica por la referida disparidad entre los incentivos para manipular el resultado en los distintos países. Concretamente, en los países continentales dichos incentivos son para manipular el resultado *a la baja*.

En adelante, el artículo se estructura de la siguiente forma. En el epígrafe segundo se revisa la literatura previa sobre el conservadurismo del resultado y sobre la manipulación contable. En el epígrafe tercero se plantean las predicciones de partida y se presenta la metodología empleada para su contrastación empírica. Los resultados se presentan en el cuarto epígrafe, y finalmente, las conclusiones del trabajo se exponen en el epígrafe quinto y último.

## **2. LITERATURA PREVIA**

### ***2.1. El conservadurismo del resultado***

El estudio pionero de Basu (1997) introduce una nueva concepción 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. Esta asimetría en el reconocimiento de las noticias, da lugar a diferencias sistemáticas entre períodos de buenas y malas noticias en cuanto a la oportunidad y a la persistencia del resultado. En definitiva, Basu (1997) propone que el resultado contable responde de forma más completa o rápida a las malas noticias que a las buenas noticias. Ball *et al.* (2000) usan el término “conservadurismo del resultado” para denominar a este concepto y distinguirlo del

concepto tradicional de conservadurismo contable al que denominan “conservadurismo del balance”.

Además del trabajo de Basu (1997) que emplea una muestra de empresas estadounidenses, otros trabajos han aplicado esta misma metodología en otros contextos internacionales como Pope y Walker (1999), Ball *et al.* (2000), Giner y Rees (2001) y García Lara y Mora (2001, 2003a, 2003b).

La metodología de estos estudios se basa en “regresiones inversas”. La regresión inversa simplemente supone invertir las variables dependiente e independiente. En este caso, la variable independiente son los precios de mercado y el resultado contable es la variable dependiente. Beaver *et al.* (1987) señalan que la regresión inversa es una especificación más eficiente para examinar la asociación existente entre ambas variables, tanto en términos de sesgo del coeficiente como de poder explicativo.

Los estudios referidos 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 ha aumentado de forma significativa durante las tres últimas décadas (Kothari *et al.*, 1989; Skinner, 1994) ya que el conservadurismo reduce el riesgo de litigios.

Sin embargo, hay que tener en cuenta que el riesgo de litigio es una preocupación fundamental 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 la asimetría en el reconocimiento de buenas y malas noticias. De hecho, una diferencia fundamental entre los países que podemos denominar como “anglo-americanos” o “anglosajones” y los que podemos denominar como “continentales” es la relación que asumimos que existe entre la empresa y los terceros que mantienen una relación con ella. Puesto que las cuentas anuales son la única fuente de información de los accionistas en los países anglosajones, existe una fuerte demanda de información exacta y puntual en los estados financieros. 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.

Sin embargo, los resultados de los estudios comparativos no demuestran la existencia de diferencias significativas entre los países anglosajones y los continentales, lo cual es en cierta medida sorprendente. Una posible explicación de por qué los países de Europa continental muestran un conservadurismo del resultado similar al del Reino Unido, pese a la ausencia de riesgo de litigio y al efecto del conservadurismo del balance<sup>2</sup>, es la existencia de diferencias en las prácticas de manipulación del resultado.

## ***2.2 La manipulación del resultado***

La manipulación del resultado puede definirse como cualquier práctica llevada a cabo intencionadamente por la gerencia, con fines oportunistas o informativos, para reportar la cifra contable deseada, distinta de la real.

Si bien la gerencia dispone de un amplio abanico de posibilidades para gestionar la cifra de beneficio, siendo múltiples los instrumentos disponibles, es de esperar que los menos visibles serán preferidos, lo que dificulta la detección empírica de la manipulación contable. Por ello los trabajos de investigación en esta área se han centrado hasta la fecha en un número reducido de líneas metodológicas. En términos generales, y siguiendo una notación similar a la empleada por McNichols y Wilson (1988), la gran mayoría de los modelos empleados pueden denotarse con la siguiente ecuación general:

$$INDIC_t = \alpha + \beta PART_t + \sum \gamma_k X_{kt} + \varepsilon_t \quad [1]$$

donde INDIC es el instrumento o indicador contable concreto que se está analizando, esto es, el instrumento (o partida contable) sobre el que se quiere saber si ha sido empleado para manipular el beneficio<sup>3</sup>. Este indicador se entiende que tiene una parte discrecional o

---

<sup>2</sup> La incidencia del conservadurismo del balance sobre el conservadurismo del resultado es señalada por Pope y Walker (2003) y demostrada empíricamente por García Lara y Mora (2004). La existencia de conservadurismo de balance mucho más pronunciado en los países continentales (infravaloración de los fondos propios con respecto a la capitalización de mercado) debería reducir el conservadurismo del resultado, ya que no se pueden reconocer noticias en la cuenta de pérdidas y ganancias sobre activos que no han sido reconocidos previamente en el balance.

<sup>3</sup> En el modelo más comúnmente empleado INDIC son los ajustes por devengo discrecionales, pero podría también ser gastos en I+D o ajustes a una provisión concreta.

manipulable y otra parte no discrecional. PART es una variable dicotómica utilizada para dividir la muestra entre aquellas empresas para las que el investigador identifica la existencia de incentivos para manipular el beneficio y aquellas para las que dichos incentivos no existen, o son menores. Para determinar este indicador PART es común tratar de aproximarse a la figura de beneficio *previa* a la inclusión en la cuenta de resultados de la partida contable concreta que se está analizando. La observación de esta cifra de beneficios "limpia" de manipulación facilita el establecimiento de hipótesis y la subdivisión de la muestra. Finalmente,  $X_k$  representa el conjunto de variables relevantes para explicar INDIC no relacionadas con la manipulación (variables de control). Así pues, la aplicación de esta metodología implica la identificación por parte del investigador de un instrumento manipulador concreto. Cualquier instrumento podría considerarse, tanto de manipulación real como de manipulación contable. Pero son, sin duda, los segundos, y en concreto los denominados ajustes por devengo, los más frecuentemente utilizados en la literatura<sup>4</sup>.

Cronológicamente, los primeros trabajos en proponer el uso de los ajustes por devengo agregados como medida de la discrecionalidad contable ejercida por la gerencia son Healy (1985) y DeAngelo (1986). Pero sin duda, el punto de referencia en esta línea metodológica es el estudio de Jones (1991). La propuesta de Jones para separar los componentes discrecional y no discrecional de los ajustes por devengo consiste en utilizar un modelo de regresión lineal que explica los ajustes totales observados en función de dos variables: (1) el cambio en las ventas, que controla el componente normal de los ajustes por devengo a corto plazo; y (2) el nivel de inmovilizado material bruto, que modeliza el componente no discrecional del gasto por depreciación y amortización del periodo, o ajustes por devengo a largo plazo. Tras la propuesta inicial de Jones, conocida como modelo de Jones Standard, numerosos trabajos han planteado versiones alternativas o han adaptado el modelo a las características de su análisis.

El modelo de Jones Standard es empleado por la mayoría de los estudios posteriores que modelizan la parte no discrecional de los ajustes por devengo, para así, por diferencia entre el valor calculado y el real, aproximarse a la parte discrecional, que sirve como subrogado de la manipulación incorporada al resultado. Una limitación de estos estudios es el desconocimiento de cómo se comportarían los ajustes por devengo en

---

<sup>4</sup> El hecho de que, a diferencia de los instrumentos de manipulación real, no afecten directamente al *cash-flow* y de que sean menos transparentes ante terceros son los principales argumentos utilizados por los investigadores para considerar a los ajustes por devengo como el instrumento manipulador más atractivo para la gerencia.

ausencia de discrecionalidad, lo que, tal y como señala McNichols (2000), limita la identificación de posibles problemas de auto-correlación generados por variables omitidas.

Un problema atribuido al modelo planteado por Jones (1991) es que, al estimarse utilizando datos en serie temporal, la necesidad de un número mínimo de observaciones por empresa incorpora al análisis un sesgo de supervivencia (*survivorship bias*) ya que la muestra sólo incorporará aquellas empresas que tienen una serie temporal de datos lo suficientemente larga para obtener estimaciones fiables<sup>5</sup>. Para superar esta limitación, DeFond y Jiambalvo (1994) proponen la estimación del modelo utilizando datos anuales de corte transversal (*cross-sectional*), agrupando las empresas por sector. De este modo, además de eliminar el posible sesgo de supervivencia, se relaja el supuesto de que los coeficientes de las variables del modelo sean constantes en el tiempo para cada empresa. A cambio, se asume que estos coeficientes serán constantes para las empresas pertenecientes al mismo sector de actividad en el mismo ejercicio. Subramanyam (1996) y DeFond y Subramanyam (1998) proporcionan evidencia de que los modelos de corte transversal están mejor especificados que los de serie temporal, por lo que los trabajos más recientes se decantan por este tipo de estimación.

Otra cuestión al estimar los ajustes por devengo discrecionales es si utilizar un modelo de ajustes totales, que incluye tanto los ajustes a corto plazo como los ajustes a largo plazo, o prescindir de la parte a largo plazo y modelizar únicamente los ajustes de circulante. Respecto a esta cuestión, Young (1999) argumenta para el Reino Unido que la manipulación que puede realizarse a través de la depreciación del inmovilizado, principal componente de los ajustes por devengo a largo plazo, es limitada debido a su visibilidad y, difícilmente puede realizarse de forma continuada en el tiempo. Sin embargo, la visibilidad depende a su vez del seguimiento realizado por los usuarios de la información financiera, y en países en los que los principales proveedores de financiación no son los mercados de capitales o en los que la estructura de propiedad accionarial está más concentrada, este argumento pierde cierto peso, dando lugar a la posibilidad de que en determinados países se prefiera emplear los ajustes a corto plazo casi de forma exclusiva, mientras que en otros sea común emplear tanto los ajustes a largo como a corto plazo para gestionar el beneficio.

---

<sup>5</sup> Los trabajos que estiman el modelo de Jones (1991) en serie temporal suelen exigir un número mínimo de observaciones disponibles, normalmente 10.

Resulta paradójico que a pesar de los esfuerzos por desarrollar esta metodología, el modelo original de Jones (1991) sigue siendo el más empleado. Recientemente, Peasnell *et al.* (2000) y Gill de Albornoz (2002) estudian los diversos modelos disponibles y evalúan qué modelos captan mejor la parte discrecional de los ajustes por devengo. Ambos trabajos concluyen que las diferencias son mínimas, aun si bien los modelos de Jones Standard y de Jones Modificado (Dechow *et al.*, 1995), son ligeramente superiores al resto de posibilidades, especialmente los que tienen sólo en consideración los ajustes del capital circulante.

Junto con los trabajos que se centran en el cálculo de los ajustes por devengo discrecionales y en el desarrollo de otras metodologías de detección de prácticas de manipulación del resultado, existe una amplia literatura que estudia las motivaciones que subyacen a la toma de decisiones oportunistas por parte de la empresa. Esto es, se centran en tratar de explicar por qué se producen estas prácticas y qué beneficios obtienen las empresas y sus directivos por la aplicación de las mismas. Tal y como apuntan Bernard y Skinner (1996) *“conocer porqué los directivos eligen determinados ajustes discrecionales es de gran interés para los organismos reguladores, los usuarios de la información contable y la comunidad académica para poder entender e interpretar correctamente el resultado contable”*. Aunque algunos autores como Subramanyam (1996) argumentan que los directivos desarrollan este tipo de prácticas con un objetivo meramente informativo, lo cierto es que la mayor parte de los trabajos sobre manipulación contable parten de la premisa de que las motivaciones son de naturaleza oportunista y que los inversores pueden ser engañados si no son capaces de descubrir este tipo de prácticas. Healy y Wahlen (1999), identifican tres tipos de motivaciones fundamentales:

- (1) Contractuales: comúnmente se establecen contratos entre gerentes (agente) y accionistas (principal) que supeditan la remuneración de los gerentes a la consecución de ciertos objetivos contables, motivando a los gerentes a publicar cifras que se ajusten a las fijadas en los contratos para elevar su propia retribución<sup>6</sup>;
- (2) Políticas y gubernamentales: las empresas tratan de reducir su “visibilidad” ante los accionistas y el Estado manipulando la cifra de beneficios a la baja;

---

<sup>6</sup> Dentro de estas motivaciones contractuales se encuentran tanto las relativas a la remuneración de los gerentes, a las que nos hemos referido, como las relativas a los contratos de deuda que también suelen fijarse en términos contables, creando incentivos para manipular las cifras hacia las acordadas en los contratos de deuda, alejándose de las cifras reales.

(3) Motivaciones de valoración de los títulos, esto es, la presión que el mercado ejerce sobre las empresas puede provocar que la gerencia incurra en prácticas manipuladoras para dirigir el resultado hacia determinados objetivos que, *a priori*, serán positivamente valorados por los inversores.

A pesar de que estas son las tres motivaciones más estudiadas en la literatura, no es esta una clasificación exhaustiva, y el contexto institucional concreto crea incentivos particulares, que difieren entre países<sup>7</sup>.

Como ha ocurrido en otras muchas áreas de investigación empírica en contabilidad, la inmensa mayoría de los trabajos han sido realizados por investigadores americanos. De hecho, la línea de investigación que hemos presentado nació en este país y hasta hace relativamente pocos años no fue trasladada al contexto europeo. Los principales avances en esta área en Europa corresponden al Reino Unido, país que, sin embargo, tiene unas características institucionales relativamente similares a EEUU. Es por ello que tras el análisis que se expone sobre la literatura relacionada con la manipulación contable, podemos argumentar que en un contexto que no sea el anglosajón podrían existir diferencias sustanciales en el fenómeno de la manipulación del resultado que afecten tanto a la motivación de la gerencia como al alcance de la manipulación. Por lo tanto, es previsible que existan diferencias en la manipulación contable debidas a una serie de diferencias en las variables endógenas de influencia.

Si la investigación en el marco europeo es escasa, todavía lo son más los trabajos que comparan la manipulación del resultado entre distintos países. Recientemente Leuz *et al.* (2003) muestran evidencia comparativa de manipulación del resultado en 31 países, dando cuenta de claras diferencias internacionales en la incidencia de estas prácticas. Según este estudio, las empresas de países con mercados desarrollados, estructuras de propiedad dispersas, sólidos derechos de los inversores y controles legales tienen un menor nivel de manipulación del resultado.

Leuz *et al.* (2003) analizan una muestra de 8.000 empresas de 31 países para el periodo 1990-1999. Empiezan con un análisis *cluster* descriptivo que agrupa a los países con similares características institucionales y legales. Distinguen tres grupos de países:

---

<sup>7</sup> Por ejemplo, Kasanen *et al.* (1996) demuestran que las practicas manipuladoras del beneficio en Finlandia están motivadas fundamentalmente por la necesidad de mantener un cierto nivel de dividendos.

- a) Economías abiertas con mercados de capitales desarrollados, propiedad dispersa, fuertes derechos de los inversores y controles legales (como el Reino Unido y EEUU).
- b) Economías cerradas con mercados menos desarrollados, concentración de la propiedad, débil protección del inversor pero fuertes obligaciones legales (como Alemania o Suecia).
- c) Economías cerradas y con poco control legal (como India).

Esta distribución se asemeja a la expresada tradicionalmente en países anglosajones o de derecho común y países continentales o de derecho romano, coincidiendo prácticamente con los grupos (a) y (b) del estudio de Leuz *et al.* (2003).

Estos autores hallan diferencias significativas en la manipulación del resultado entre los tres grupos. El primer grupo, de economía abierta y mercado desarrollado, tiene el menor nivel de manipulación del resultado, mientras que el tercer grupo, de economías cerradas y débil control, es el que mayor nivel de manipulación tiene.

Con el fin de examinar más explícitamente si las diferencias en la manipulación están relacionadas con la estructura de propiedad y con el control legal, los autores realizan un análisis de regresión que muestra que la manipulación está negativamente relacionada con los derechos de los inversores y el control legal, y los resultados se mantienen tras controlar por posibles diferencias macroeconómicas, sectoriales y de características de las empresas. Los autores reconocen que las diferencias en las normas contables pueden limitar la capacidad de manipulación de la gerencia. Así pues, controlan las diferencias contables entre países que potencialmente podrían limitar esa capacidad y se mantienen los mismos resultados. Además los resultados no son sensibles a la inclusión o exclusión de ningún país en particular.

La investigación previa que analiza la relación entre información contable y precios de mercado ha analizado únicamente de manera implícita las diferencias en factores institucionales. Los resultados de estos autores sugieren que los factores institucionales influyen en las propiedades del resultado contable. Otros autores como Ali y Hwang (2000) y Ball *et al.* (2000) muestran que varios factores institucionales explican diferencias en la relación resultado-precios entre países. Coincidimos pues con estos últimos cuando afirman que “*es importante entender el efecto de los factores institucionales en los resultados contables cuando se examina la relación entre los precios y los resultados manipulados*” (Ball *et al.*, 2000: pág. 508).

En este sentido podemos hacer una serie de reflexiones. En primer lugar, las características institucionales de los países continentales facilitan la manipulación del resultado a la baja. En segundo lugar, un factor de motivación para la manipulación de carácter político o gubernamental podría ser la fiscalidad. La influencia de las normas fiscales en la contabilidad de los países continentales es algo que les ha caracterizado hasta la fecha, mientras que en los países anglosajones ha existido siempre una independencia clara. La motivación fiscal sería por tanto un factor importante a tener en cuenta en los países continentales. La falta de evidencia empírica al respecto de este factor puede explicarse por la prevalencia, casi absoluta, de los países de ámbito anglosajón en la literatura empírica.

### **3. ANÁLISIS EMPÍRICO**

#### ***3.1 Introducción***

El objetivo de este estudio empírico es analizar la relación entre el resultado contable “no manipulado” y el precio de mercado de las acciones en tres países europeos con el fin de establecer las diferencias internacionales en el nivel de conservadurismo del resultado excluyendo el efecto de las diferencias en la manipulación del resultado. Con el objetivo 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 esta manipulación entre el Reino Unido y los países de Europa continental. En nuestro análisis comparamos los resultados obtenidos empleando este resultado sin manipular con los hallados empleando un análisis del conservadurismo del resultado que considera la variable clásica del resultado contable, esto es, el resultado manipulado. Establecemos hipótesis sobre las diferencias en la manipulación del resultado y sobre las diferencias en el nivel de conservadurismo. Consideramos que, una vez controladas las diferencias en la manipulación del resultado, los resultados que se obtienen en el análisis comparativo del conservadurismo del resultado serán más consistentes con las hipótesis de partida.

La estructura del trabajo empírico es la siguiente. En primer lugar establecemos el desarrollo de las hipótesis, a continuación detallamos la muestra y la metodología a emplear, y por último mostramos los resultados y las conclusiones del estudio.

### ***3.2 Planteamiento de las hipótesis***

#### *3.2.1. El conservadurismo del resultado*

Siguiendo la literatura previa sobre el conservadurismo del resultado nuestra primera hipótesis es que, dadas las características de los sistemas contables en general, existe un sesgo conservador en todos los países europeos estudiados. Este sesgo conservador se pone de manifiesto en el hecho de que las malas noticias se incorporan al resultado más rápidamente que las buenas noticias. A continuación, nos centramos en las diferencias en el nivel de conservadurismo existente en los países objeto de estudio. Esperamos que dadas las diferencias en sus relaciones con las partes contratantes con la empresa, y más concretamente, debido al mayor riesgo de litigio y menor conservadurismo de balance en los países anglosajones, los países con sistema contable anglo-americano (Reino Unido) sean más conservadores que los países con sistema contable continental (Francia y Alemania).

#### *3.2.2. Efecto de la manipulación del resultado sobre el conservadurismo.*

En Europa continental 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 donde no se han encontrado diferencias significativas en el nivel de conservadurismo contable son en cierta medida sorprendentes. Consideramos por tanto que si tomamos una medida del “resultado no manipulado” en lugar de tomar el resultado contable (“resultado manipulado”) como variable dependiente en el análisis del conservadurismo del resultado, las diferencias en el conservadurismo entre los países anglo-americanos (Reino Unido) y los continentales (Francia y Alemania) serán consistentes con la hipótesis previa y significativos.

Si analizamos los aspectos institucionales que diferencian a los países anglosajones de los países continentales podemos deducir que existen diferencias en la gestión del resultado, tanto en los ajustes empleados como en la magnitud y signo de los mismos.

a) Magnitud de la manipulación

Leuz *et al.* (2003) demuestran la existencia de diferencias internacionales en la gestión del resultado. Basándose en una medida agregada de la gestión del resultado, estos autores comparan una amplia muestra de países entre los que están el Reino Unido, Francia y Alemania. Concluyen que las prácticas de gestión del resultado difieren de unos países a otros en función de determinados aspectos institucionales. Concretamente muestran que los países con mercados de capitales más desarrollados, mayor control y mayor dispersión de la propiedad, como los de ámbito anglosajón, tienen un menor nivel de gestión del resultado que los países con un mercado menos desarrollado, menores medidas de control y de protección al inversor y menor dispersión de la propiedad (como el caso de los países de Europa continental).

b) Signo de la manipulación

Además de las motivaciones que hacen previsible un mayor nivel de gestión del resultado en los países continentales, otras motivaciones hacen previsible que el signo de la manipulación tienda más a ser a la baja en estos países que en los anglosajones. En los países continentales, el resultado contable está por lo general fuertemente vinculado al pago a los empleados, la gerencia, los accionistas y el Estado. Si esta vinculación contribuye a crear incentivos para que la gestión del resultado llevada a cabo por la gerencia tienda a la baja, 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 a su vez conduce a la sobre-valoración del conservadurismo del resultado en un estudio empírico.

Nuestra hipótesis se basa en los siguientes aspectos: (1) la relación contabilidad-fiscalidad, (2) la política de dividendos, (3) la teoría del “pecking order”, (4) la relación con los sindicatos de trabajadores y, (5) los incentivos para la manipulación del resultado al alza.

Alemania es un buen ejemplo de un sistema contable donde *a priori* se espera que existan prácticas contables que tienden a reducir el resultado.

Seckler (1998) señala que el objetivo básico de los estados contables en Alemania es calcular la base imponible para el cálculo del impuesto a pagar. Esta vinculación entre contabilidad y fiscalidad proporciona a la gerencia de las empresas alemanas un incentivo para gestionar el resultado “a la baja”, con lo que se retrasa (o incluso se evita) el pago de impuestos. La situación en Francia respecto a la relación entre la contabilidad y fiscalidad

es muy similar<sup>8</sup>. Lamb *et al.* (1998) analizan la vinculación entre contabilidad y fiscalidad en Estados Unidos, el Reino Unido, Francia y Alemania, y llegan a la conclusión de que la vinculación es mucho más pronunciada en Francia y Alemania que en Estados Unidos y el Reino Unido, aunque también existen diferencias entre Francia y Alemania. Harris *et al.* (1994) también analizan la vinculación entre la contabilidad y la fiscalidad, señalando que uno de los principales objetivos de los estados financieros en Alemania es el cálculo de la base imponible.

Harris *et al.* (1994) analizan otros factores que pueden crear incentivos para gestionar el resultado a la baja. En Alemania la ley permite a la gerencia retener únicamente la mitad del resultado anual, dejando el resto a discreción de los accionistas en la junta anual. Según estos autores, esto hace que se establezca un fuerte vínculo entre el resultado contable y los dividendos, creando incentivos para que la gerencia informe sobre los resultados en función de la política de dividendos que desee realizar, ya que un mayor resultado supone presiones por parte de los accionistas para un mayor dividendo. En su estudio muestran que el ratio de pago de dividendos es mayor en Alemania que en Estados Unidos, y que esta vinculación da como resultado una motivación gerencial para reducir el resultado contable. Esta explicación es similar a los argumentos esgrimidos en La Porta *et al.* (2000), donde se argumenta que las empresas de países con menor protección al inversor (y citan como ejemplo a Francia) tratan de mantener una buena reputación entre sus accionistas con una “moderación a la expropiación”, con el fin de captar fondos en el mercado de capitales. Según estos autores, la reputación de “tratar bien a los accionistas” es crucial en los países con poca protección al inversor, esto es, donde los accionistas son incapaces de controlar satisfactoriamente a la gerencia. Las empresas de estos países utilizan los dividendos como sustituto de la protección legal y desearán mostrar a los accionistas ratios de pago de dividendos elevados. Sin embargo, estos ratios elevados

---

<sup>8</sup> En nuestro análisis empírico utilizamos datos obtenidos de DataStream, lo que significa que trabajamos con las cuentas consolidadas. En Francia se aprobó una ley en 1998 que permitía (aunque no obligaba) a las empresas cotizadas a preparar sus estados consolidados siguiendo los US-GAAP y las normas del IASB, aunque preparasen las cuentas individuales siguiendo la normativa francesa. Esto implica que desde 1999 nuestro argumento de la vinculación entre la contabilidad y la fiscalidad para explicar el incentivo de la gerencia para gestionar el resultado a la baja no sería aplicable a las empresas que hubiesen escogido esta opción para sus cuentas consolidadas. Sin embargo, esto afectaría a un número reducido de observaciones y sólo a partir de 1999 (nuestra muestra cubre el periodo 1990-2001). Esta situación es también similar en Alemania, donde se aprobó también en 1998 una ley similar a la francesa permitiendo a las empresas utilizar para sus cuentas consolidadas principios internacionalmente aceptados en vez de las normas de consolidación alemanas. De nuevo argumentamos que el impacto en nuestra muestra es reducido, ya que afecta a un escaso número de observaciones a partir de 1999. En cualquier caso, para evitar el posible impacto de estas observaciones en los resultados, hemos repetido el análisis para el periodo 1990-1998 y los resultados obtenidos no son sensibles al cambio en la muestra.

(Dividendos/Resultado) pueden alcanzarse también reduciendo en lo posible la cifra de resultado contable. La Porta *et al.* (2000: pág. 11) explícitamente argumentan que en los países de derecho romano (Europa continental) los resultados que se publican en las cuentas anuales podrían ser menores de los realmente obtenidos. Esta es la razón por lo que en ocasiones además del ratio dividendos/resultados, que puede ser claramente gestionado, se publica el de dividendos/ventas, menos sujeto a posibles manipulaciones.

La teoría del “*pecking order*” (Myers, 1984; Myers y Majluf, 1984) ofrece también un marco conceptual para argumentar los incentivos de la gerencia para gestionar el resultado a la baja. Esta teoría argumenta que la gerencia prefiere la autofinanciación para financiar sus inversiones estratégicas. Si esta teoría es cierta, la gerencia tiende a retener la mayor cantidad de resultado contable posible. En el caso de Alemania éste no puede ser superior al 50% del resultado. Ehrhardt y Schmidt (2003: pág. 21) demuestran que la gerencia de las empresas alemanas se comporta de acuerdo a la de la teoría del “*pecking order*” y que evitan los incrementos de resultado a través de la gestión del mismo, dado que es la única forma de retener una mayor cantidad de resultado y conseguir una mayor autofinanciación.

Otro factor institucional en Alemania que puede llevar a la gestión a la baja del resultado es la existencia de sindicatos fuertes que incluso llegan a tener una representación significativa en los consejos de administración. Aunque en este caso no existe evidencia empírica, Harris *et al.* (1994) aducen que las empresas alemanas están dispuestas a evitar comunicar resultados elevados por temor a reivindicaciones de subidas de salarios en las negociaciones con los sindicatos.

Es además interesante recalcar que el menor desarrollo de los mercados financieros en los países continentales reduce los incentivos de la gerencia para manipular el resultado al alza, puesto que no es necesario el uso del resultado contable como mecanismo de señalización de la situación de la empresa a los accionistas.

Los resultados que hemos expuesto son consistentes con nuestra hipótesis acerca de la distorsión que la gestión del resultado, y más concretamente, las diferencias internacionales en la gestión del resultado, puede provocar en los resultados de los trabajos que analizan la relación entre la información contable y los precios de mercado de los títulos. En nuestro caso, la hipótesis que planteamos es que la gestión del resultado es un factor clave a la hora de medir el conservadurismo del resultado en los países de la Europa continental. Hay que tener en cuenta que, a pesar de que una gestión a la baja del resultado incrementa aparentemente la asimetría en el reconocimiento de las buenas y malas noticias

valorada con la metodología de la regresión inversa, la reducción del resultado como consecuencia de la actuación de la gerencia en estos casos no tienen nada que ver con el reconocimiento de “una mala noticia”. Este comportamiento de la gerencia en los países continentales intensifica la relación entre resultado contable y rentabilidad del mercado en época de malas noticias, mientras que ocurre lo contrario cuando las noticias son buenas, suponiendo esto a su vez una sobre-valoración del conservadurismo del resultado en los análisis empíricos.

### 3.3 Metodología

Los países seleccionados para el análisis son el Reino Unido, Francia y Alemania, que representan a las tres economías más importantes de Europa, y a dos tipos de régimen contable muy diferentes. El Reino Unido, como ejemplo más típico de sistema contable anglosajón en Europa, y Francia y Alemania, como ejemplos de países con régimen contable basado en el derecho romano, y donde la financiación se obtiene en su mayor parte de entidades financieras. Además, estos son los países que han sido estudiados en la mayor parte de trabajos previos a los que nos hemos referido.

Incluimos en la muestra todas las observaciones disponibles en la base de datos “DataStream” para los tres países. Excluimos las empresas financieras y las que tienen un ejercicio contable de más de 380 días o menos de 350. También, con el fin de calcular los ajustes por devengo discrecionales empleando nuestro modelo de corte transversal separadamente para cada uno de los tres países, excluimos las empresas para las que faltan datos para calcular los ajustes por devengo o con un número de observaciones inferior a 6 por cada año y sector de actividad (DataStream INDC3). La muestra final 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.

#### 3.3.1. El conservadurismo del resultado

Para el análisis del conservadurismo del resultado utilizamos el modelo de Basu (1997)

$$\frac{X_{it}}{P_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 D_t + \beta_2 \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} + \beta_3 \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} D_t + u_t \quad [2]$$

Siendo  $X_t$  el resultado contable ordinario por acción (DataStream #254) ,  $P_t$  el precio de una acción y  $D_t$  una variable ficticia que toma valor 1 si hay malas noticias (rentabilidad de mercado negativa) y cero en caso contrario.

Para realizar nuestro análisis comparado utilizamos el modelo de Ball *et al.* (2000), extensión del modelo de Basu (1997) aunque con algunas diferencias en la definición de las variables:

$$X_t = \beta_0 + \sum_j \beta_{0j} CD_j + \beta_1 RD_t + \sum_j \beta_{1j} CD_j RD_t + \beta_2 R_t + \sum_j \beta_{2j} CD_j R_t + \beta_3 R_t RD_t + \sum_j \beta_{3j} R_t CD_j RD_t + u_t \quad [3]$$

Donde  $RD_t$  es la variable ficticia de la rentabilidad, previamente descrita y  $CD_j$  es una variable ficticia asociada al país  $j$ . Toma valor 0 si el país de que se trata es el Reino Unido y 1 si es el país  $j$ . Usamos el Reino Unido como país de referencia ya que es el más claro ejemplo de país con sistema contable anglo-americano de entre los que forman nuestra muestra.

### 3.3.2. La manipulación del resultado

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:

$$X_t^* = (EPS_t - DACCPS_t) / P_{t-1} \quad [4]$$

Donde DACCPS son los ajustes discrecionales por acción.

Para calcular los ajustes por devengo discrecionales (DACC) empleamos el modelo de Jones (1991) usando únicamente los ajustes a corto plazo. El cálculo se realiza de manera separada para cada país. El modelo de expectativas propuesto por Jones se presenta en la expresión [5]. En esencia, se trata de regresar los ajustes por devengo observados ( $ADT$ ) sobre el cambio en las ventas ( $\Delta VTAS$ ), que modeliza el componente normal de los ajustes por devengo de circulante o ajustes por devengo a corto plazo. Esta variable, así como la constante del modelo, se divide por el activo total inicial al objeto de

evitar problemas de heterocedasticidad<sup>9</sup>. Los ajustes por devengo no discrecionales (*NDACC*) son las predicciones de la estimación mínimo cuadrática de la regresión [5], mientras que los ajustes por devengo discrecionales (*DACC*) son los residuos de la misma.

$$\frac{ADT_{it}}{A_{it}} = \frac{\beta_0}{A_{it}} + \beta_1 \left[ \frac{\Delta VTAS_{it}}{A_{it}} \right] + e_{it} \quad [5]$$

Donde *ADT* son los ajustes por devengo observados, definidos como el cambio en activo circulante ( $\Delta AC$ ), excepto el cambio en tesorería e inversiones financieras temporales ( $\Delta TES$ ), menos el cambio en pasivo circulante ( $\Delta PC$ ), excepto el cambio en la deuda a largo plazo con vencimiento a corto plazo ( $\Delta DEBT$ ); *A* representa el activo total; *e* es el término de error del modelo; *i* y *t* son los subíndices representativos de la empresa y el año respectivamente.

Inicialmente, Jones (1991) plantea la estimación del modelo de ajustes por devengo en serie temporal, de forma que para cada empresa se estiman los coeficientes de la regresión [5] utilizando datos correspondientes a los años previos a aquél en el que se predice la existencia de manipulación (*event period*). Posteriormente, los coeficientes estimados se aplican a los datos del *event period* para calcular los ajustes por devengo discrecionales de cada empresa en dicho periodo. Como detallábamos previamente, esta estimación impone serias limitaciones, por lo que DeFond y Jiambalvo (1994) proponen estimar el modelo con datos de corte transversal. Básicamente, la estimación *cross-section* (de corte transversal) propuesta por estos autores, consiste en estimar la regresión [5] anualmente con los datos de empresas pertenecientes al mismo sector de actividad, con lo que se obtienen mejores estimaciones de los ajustes discrecionales que sus respectivas versiones en serie temporal. La estimación de corte trasversal es también el procedimiento que implementamos en nuestro trabajo.

---

<sup>9</sup> Trabajos posteriores han utilizado el modelo de Jones original sin deflactor la constante argumentando que no hay razón teórica alguna para forzar una regresión por el origen (Peasnell *et al.*, 2000). Los resultados de este trabajo no varían sensiblemente al utilizar este planteamiento alternativo.

## 4. RESULTADOS

La TABLA 1 muestra los estadísticos descriptivos. En consonancia con la literatura previa sobre manipulación del resultado los ajustes discretivos 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, las medianas del resultado contable (manipulado o sin manipular) exceden a las medias. 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 y presentes.

Como evidencia descriptiva de las diferencias en la manipulación del resultado entre países, analizamos las diferencias en los ajustes totales por devengo en los tres países. Realizando un test de medianas observamos que los ajustes por devengo son significativamente menores en Francia y Alemania, con respecto al Reino Unido. En los tres países, los ajustes por devengo totales son en término medio negativos. Además, nuestros análisis de sensibilidad ponen de manifiesto que la mediana de la variable DACCP, que representa los ajustes discretivos por acción multiplicados por los activos totales con un retardo, reducen en un 17% el resultado contable en Francia, en un 7% en Alemania, y sin embargo, lo aumentan en un 4% en el Reino Unido.

Analizamos en primer lugar la existencia de conservadurismo del resultado en cada país utilizando la regresión inversa con la variable resultado contable (resultado manipulado). En la TABLA 2, Panel A, observamos que para todos los países  $\beta_3$ , 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.  $\beta_3$  es 0.23 en el Reino Unido y Alemania y 0.19 en Francia.

**TABLA 1. Estadísticos descriptivos**

País	N Obs	Variable	Media	Mediana	Desv. Típ.	Mín.	Máx.
Reino Unido	10624	<b>X</b>	0.04	0.07	0.14	-0.92	0.35
		<b>X*</b>	0.05	0.06	0.19	-1.32	1.06
		<b>RENTAB.</b>	0.05	0.00	0.44	-0.81	2.34
		<b>DACC</b>	0.00	0.00	0.43	-42.01	2.19
		<b>NDACC</b>	0.01	0.00	0.43	-2.52	42.84
Francia	1926	<b>X</b>	0.04	0.05	0.10	-0.79	0.35
		<b>X*</b>	0.05	0.05	0.17	-1.23	1.08
		<b>RENTAB.</b>	0.08	0.03	0.42	-0.8	2.31
		<b>DACC</b>	0.00	0.00	0.07	-0.47	0.70
		<b>NDACC</b>	0.01	0.01	0.04	-0.62	0.25
Alemania	3644	<b>X</b>	0.02	0.03	0.12	-0.91	0.35
		<b>X*</b>	0.01	0.03	0.28	-1.32	1.08
		<b>RENTAB.</b>	0.01	-0.02	0.35	-0.81	2.35
		<b>DACC</b>	0.00	0.00	0.18	-1.39	2.04
		<b>NDACC</b>	0.01	0.01	0.15	-0.92	2.36

Donde,

- X** = beneficio ordinario por acción, deflactado por el precio al inicio del periodo.  
**X\*** = beneficio ordinario por acción menos devengos discrecionales por acción. Los devengos discrecionales se definen como DACC por total activo en t-1.  
**RENTAB.** = rentabilidad bursátil.  
**DACC** = ajustes por devengos discrecionales, calculados como el residuo del modelo de Jones (1991) aplicado a los devengos del capital circulante.  
**NDACC** = ajustes devengos no discrecionales, estimados como la parte que se predice de los devengos del capital circulante.

Este resultado es consistente con la evidencia previa. El intercepto también 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 ( $\beta_2$ ) es, como se esperaba, muy pequeño en todos los casos. El  $R^2$  corregido 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 (ver por ejemplo Easton *et al.*, 1992)

En segundo lugar, estimamos de nuevo 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 calculados siguiendo el modelo de Jones (1991).

En este caso, como se muestra en el Panel B de la TABLA 2, el coeficiente diferencial de las malas noticias ( $\beta_3$ ) para el Reino Unido es aproximadamente el mismo. Es de 0.21 cuando era de 0.23 utilizando el resultado observado (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 del 47% para el caso de Francia y del 86% para el caso de Alemania. El coeficiente de las buenas noticias y el de los interceptos se mantienen prácticamente iguales al modelo original de Basu (1997) para todos los países.

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 por devengo son relevantes para el mercado (por ejemplo, Sloan, 1996). 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 cada país, utilizamos un único modelo para todos los países incorporando el efecto diferencial de cada país a través de variables ficticias. 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.

**TABLA 2. Conservadurismo del resultado por países (regresiones individuales)**

Panel A: Resultado observado	$\beta_0$ <i>t-stat</i>	$\beta_1$ <i>t-stat</i>	$\beta_2$ <i>t-stat</i>	$\beta_3$ R <sup>2</sup> corregido <i>t-stat</i>	
Reino Unido	<b>0.07</b> 31.71	<b>0.00</b> 0.00	<b>0.02</b> 3.40	<b>0.23</b> 18.64	0.13
Francia	<b>0.06</b> 14.61	<b>0.01</b> 0.00	<b>0.02</b> 2.03	<b>0.19</b> 8.68	0.12
Alemania	<b>0.04</b> 10.65	<b>0.01</b> 0.00	<b>0.01</b> 0.85	<b>0.23</b> 10.65	0.11
Panel B: Resultado no manipulado	$\beta_0$ <i>t-stat</i>	$\beta_1$ <i>t-stat</i>	$\beta_2$ <i>t-stat</i>	$\beta_3$ R <sup>2</sup> corregido <i>t-stat</i>	
Reino Unido	<b>0.07</b> 19.91	<b>0.00</b> 0.00	<b>0.02</b> 2.27	<b>0.21</b> 12.99	0.06
Francia	<b>0.06</b> 8.14	<b>-0.02</b> 0.00	<b>0.02</b> 1.30	<b>0.10</b> 2.95	0.03
Alemania	<b>0.02</b> 2.19	<b>0.01</b> 0.00	<b>0.03</b> 0.95	<b>0.14</b> 3.04	0.01

Panel A:  $X_t = \beta_0 + \beta_1 D_t + \beta_2 R_t + \beta_3 R_t D_t + u_t$

Panel B:  $X_t^* = \beta_0 + \beta_1 D_t + \beta_2 R_t + \beta_3 R_t D_t + u_t$

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 ficticia 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 el 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 de devengo 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. El modelo general de Jones utilizado es el siguiente:  $\text{ADT}_t/\text{LTA}_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{VTAS}_t/\text{LTA}_t + \epsilon_t$  donde ADT son los ajustes por devengo del capital circulante [ $\text{Datastream items } \Delta(376-375) - \Delta(389-387)$ ], VTAS es ventas (DS104) y LTA es activos totales (DS392) en el periodo t-1.

Los estadísticos t han sido ajustados siguiendo a White (1980)

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 observado (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 el Reino Unido y Alemania no es significativa<sup>10</sup>, aunque es importante recalcar que la reducción en el coeficiente de malas noticias en Alemania sí lo es.

---

<sup>10</sup> Las diferencias entre países y la disminución en las medidas de conservadurismo son mayores al usar el modelo de Jones (1991) con los ajustes por devengo totales. En este caso, la diferencia entre el Reino Unido y Alemania es significativa. Los resultados, tanto al usar el modelo con ajustes de devengo del capital circulante, como los totales, son consistentes al replicar los análisis usando el resultado después de partidas extraordinarias y utilizando las regresiones anuales de Fama y MacBeth (1973).

**TABLA 3. Análisis comparativo del conservadurismo del resultado**

Panel A:	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$R^2$ corregido
Resultado observado	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	
Reino Unido	<b>0.07</b> 31.71	<b>0.00</b> 0.00	<b>0.02</b> 3.40	<b>0.23</b> 18.64	0.13
	$\beta_{0j}$	$\beta_{1j}$	$\beta_{2j}$	$\beta_{3j}$	
	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	
Francia	<b>-0.01</b> -2.63	<b>0.00</b> 0.57	<b>0.00</b> 0.00	<b>-0.04</b> -1.52	
Alemania	<b>-0.03</b> -7.36	<b>0.01</b> 0.92	<b>-0.01</b> -0.73	<b>0.01</b> 0.27	
Panel B:	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$R^2$ corregido
Resultado no manipulado	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	
Reino Unido	<b>0.07</b> 19.91	<b>0.00</b> 0.00	<b>0.02</b> 2.27	<b>0.21</b> 12.99	0.05
	$\beta_{0j}$	$\beta_{1j}$	$\beta_{2j}$	$\beta_{3j}$	
	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	
Francia	<b>-0.01</b> -1.19	<b>-0.02</b> -1.32	<b>0.00</b> 0.09	<b>-0.11</b> -2.92	
Alemania	<b>-0.05</b> -4.48	<b>0.01</b> 0.97	<b>0.01</b> 0.29	<b>-0.07</b> -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 ficticia 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 ficticia que toma el valor 1 para Francia y Alemania, y 0 para el Reino Unido.  $X_t$  es el resultado ordinario por acción deflactado por el precio al principio del periodo.  $X_t^* = (EPS_t - DACCPSt)/P_{t-1}$

Donde EPS es resultado ordinario por acción DACCPSt son los ajustes de devengo 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. El modelo utilizado es el siguiente:  $ADT_t/LTA_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta VTAS_t/LTA_t + \epsilon_t$  donde ADT son los devengos del capital circulante [Datastream items  $\Delta(376-375) - \Delta(389-387)$ ], VTAS es ventas (DS104) y LTA es activos totales (DS392) en el periodo t-1.

Los estadísticos t han sido ajustados siguiendo a White (1980)

## 5. CONCLUSIONES

En este trabajo demostramos que la manipulación del resultado, y más concretamente, las diferencias internacionales en la manipulación del resultado, afecta significativamente a la valoración del conservadurismo del resultado que se realiza en trabajos previos.

En nuestro estudio empírico comparamos los resultados de analizar el conservadurismo del resultado en países europeos utilizando tanto el resultado observado (manipulado) y un subrogado del resultado no manipulado, mostrando que controlar por la manipulación del resultado cambia de forma importante los resultados, siendo consistentes con las diferencias que a priori se espera que existan entre los países. Sin embargo, y pese a que las prácticas de disminución del resultado contable puestas de manifiesto aumentan las medidas de conservadurismo contable, esto no debe ser entendido como prácticas conservadoras del resultado, sino que es atribuible únicamente a técnicas de manipulación del resultado por distintas motivaciones que poco tienen que ver con la presión de los inversores por conocer con mayor exactitud y puntualidad las malas noticias que las buenas.

Nuestros resultados arrojan luz sobre las razones por las que en los estudios previos sobre conservadurismo del resultado en los países de Europa continental el conservadurismo que se observaba era demasiado elevado y 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 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. Nuestros resultados dejan igualmente en el aire cuestiones sobre si la normalización es suficiente para conseguir la comparabilidad si no se produce una armonización de los incentivos de los gerentes para reflejar las mismas operaciones de igual manera en los estados financieros.

## REFERENCIAS

- ALI, A. Y HWANG, L.S. [2000]: “Country-specific factors related to financial reporting and the value relevance of accounting data”, *Journal of Accounting Research*, 38 (1): 1-21.
- BALL, R., KOTHARI, S.P. Y ROBIN, A. [2000]: “The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings”, *Journal of Accounting and Economics*, 29: 1-51.
- BASU, S. [1997]: “The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings”, *Journal of Accounting and Economics*, 24: 3-37.
- BEAVER, W.H., LAMBERT, R.A. Y MORSE, D. [1987]: “The information content of security prices, a second look”, *Journal of Accounting and Economics*, 9: 139-157.
- BERNARD, V. Y SKINNER, D. [1996]: “What motivates managers’ choice of discretionary accruals?”, *Journal of Accounting and Economics*, 22 (1-3): 313-325.
- DEANGELO, L.E. [1986]: “Accounting numbers as market valuation substitutes: A study of management buyouts of public stockholders”, *The Accounting Review*, 61: 400-420.
- DECHOW, P.M., SLOAN, R.G. Y SWEENEY, A.P. [1995]: “Detecting Earnings Management”, *The Accounting Review*, 70: 193-225.
- DEFOND, M.L. Y SUBRAMANYAM, K.R. [1998]: “Auditor changes and discretionary accruals”, *Journal of Accounting and Economics*, 25, (1): 35-68.
- DEFOND, M. Y JIMBALVO J. [1994]: “Debt covenant violation and manipulation of accruals: accounting choice in troubled companies”, *Journal of Accounting and Economics*, 18: 145-176.
- EASTON, P.D.; HARRIS, T.S. Y OHLSON, J.A. [1992], “Aggregate accounting earnings can explain most of security returns.” *Journal of Accounting and Economics* 15: 119-142.
- EHRHARDT, O. Y SCHMIDT, M. [2003]: “Managerial discretion in internal finance: a test of pecking order and accruals management under German corporate and accounting regulation”, Working paper, Humboldt-University Berlin.

- FAMA, E. Y MACBETH, J. [1973]: “Risk, return, and equilibrium: empirical tests”, *Journal of Political Economy*, 81: 607-636.
- GARCÍA LARA, J.M. Y MORA ENGUÍDANOS, A. [2001]: “Globalización y contabilidad: Un análisis sobre los efectos de la diversidad contable en el mercado financiero” *Revista de Contabilidad y Tributación*, 223, Centro de Estudios Financieros.
- GARCÍA LARA J.M. Y MORA ENGUÍDANOS A. [2003a]: “On the persistent understatement of shareholders equity around Europe”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 115: 44-68.
- GARCÍA LARA J.M. Y MORA ENGUÍDANOS A. [2003b]: “La incorporación asimétrica de noticias al resultado contable en un contexto europeo: evidencia empírica”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 116: 184-235.
- GARCÍA LARA, J.M. Y MORA ENGUÍDANOS, A. [2004]: “Balance sheet versus earnings conservatism in Europe”, *European Accounting Review*, 13 (2): 261-292.
- GILL DE ALBORNOZ, B. [2002]: “El alisamiento de beneficios como estrategia de Earnings Management: análisis empírico en el contexto español”, Tesis Doctoral Universidad Jaume I.
- GINER, B. Y REES, W. [2001]: “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): 1285-1331.
- HARRIS, T.S., LANG, M, Y MÖLLER, P. [1994]: “The value relevance of German accounting measures: an empirical analysis”, *Journal of Accounting Research*, 32 (Autumn): 187-209.
- HEALY, P.M. Y WAHLEN, M.W. [1999]: “A review of the earnings management literature and its implications for standard setting”, *Accounting Horizons*, 13 (4): 365-383.
- HEALY, J. [1985]: “The effect of bonus schemes on accounting decisions”; *Journal of Accounting and Economics*, 7: 85-107.
- JONES, J. [1991]: “Earnings management during import relief investigations”, *Journal of Accounting Research*, 29 (2): 193-228.

- KASANEN, E., KINNUNEN, J., Y NISKANEN, J. [1996]: “Dividend-based earnings management: Empirical evidence from Finland”, *Journal of Accounting and Economics*, 22 (1-3): 283-312.
- KOTHARI, S.P., LYS, T., SMITH, C.W. Y WATTS, R.L. [1989]: “Auditor liability and information disclosure”, *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 4: 307-339.
- LA PORTA, R., LÓPEZ-DE-SILANES, F., SHLEIFER, A., Y VISHNY, R.W. [2000]: “Agency problems and dividend policies around the world”, *The Journal of Finance*, 55 (February): 1-33.
- LAMB, M., NOBES, C.W. Y ROBERTS, A. [1998]: “International variations in the connections between tax and financial reporting”, *Accounting and Business Research*, 28 (Summer): 173-188.
- LEUZ, C., NANDA, D Y WYSOCKI, P. [2003]: “Earnings management and investors protection: An international comparison”, *Journal of Financial Economics*, 69 (3): 505-527.
- MCNICHOLS, M.F. [2000]: “Research design issues in earnings management studies”, *Journal of Accounting and Public Policy*, 19: 313-345.
- MCNICHOLS, M.F. Y WILSON, G.P. [1988]: “Evidence of earnings management from the provision for bad debts”, *Journal of Accounting Research*, 26 (Suplemento): 1-31
- MYERS, S.C. [1984]: “The capital structure puzzle”, *Journal of Finance*, 35 (3): 575-592.
- MYERS, S.C. Y MAJLUF, N.S. [1984] “Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have”, *Journal of Financial Economics*, 13: 187-221.
- PEASNELL, K.V., POPE, P.F. Y YOUNG, S. [2000]: “Detecting earnings management using cross-sectional abnormal accruals models”, *Accounting and Business Research*, 30: 313-326.
- POPE, P.F. Y WALKER, M. [1999]: “International differences in the timeliness, conservatism and classifications of earnings”, *Journal of Accounting Research*, 37 (Suplemento): 53-87.

- POPE, P.F. Y WALKER, M. [2003]: “Ex-ante and ex-post accounting conservatism, asset recognition and asymmetric earnings timeliness.” Working paper, Lancaster University and University of Manchester.
- SECKLER, G. [1998]: “Germany”, in Alexander, A. and S. Archer. *European Accounting Guide*, 3<sup>rd</sup> edition, Harcourt Brace.
- SKINNER, D. [1994]: “Why firms voluntarily disclose bad news?”, *Journal of Accounting Research*, 32: 38-60.
- SLOAN, R.G. [1996]: “Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?”, *The Accounting Review*, 71 (3): 289-315.
- SUBRAMANYAM, K.R. [1996]: “The pricing of discretionary accruals”, *Journal of Accounting and Economics*, 22: 249-281.
- WHITE, H. [1980], “A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity.” *Econometrica*, 48: 817-838.
- YOUNG, S. [1999]: “Systematic measurement error in the estimation of discretionary accruals: An evaluation of alternative modelling procedures”, *Journal of Business, Finance and Accounting*, 26: 833-863.