



REVISTA DE CONTABILIDAD SPANISH ACCOUNTING REVIEW

www.elsevier.es/rcsar



Original

Modelos de gestión de resultados: un estudio transnacional



Nuria Reguera Alvarado*, Joaquina Laffarga Briones y Pilar de Fuentes Ruiz

Accounting and Financial Economic, Universidad de Sevilla, Sevilla, España

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 16 de septiembre de 2013

Aceptado el 28 de enero de 2014

On-line el 12 de julio de 2014

Códigos JEL:

M41

Palabras clave:

Información contable

Calidad de la información

Gestión del resultado

Discrecionalidad contable

Pruebas de especificación y potencia

R E S U M E N

La información contable se concibe como el pilar fundamental para la toma de decisiones de los agentes de la empresa. Así pues, dicha información debe cumplir una serie de requisitos que aseguren la calidad de la misma, de tal forma que no introduzca sesgos. De este modo, en los últimos años ha adquirido gran relevancia el desarrollo de modelos y la implantación de medidas encaminadas a reducir los comportamientos oportunistas de los directivos.

Así pues, a partir de los modelos desarrollados en la literatura para cuantificar la discrecionalidad contable, el objetivo de este trabajo es determinar si alguno de estos modelos ofrece mejores resultados en cuanto a la cuantificación de la gestión del resultado a partir de las pruebas de especificación y potencia. Para ello se ha utilizado una muestra de 33.410 observaciones correspondientes a empresas no financieras de Estados Unidos, Canadá, Reino Unido, Corea, Japón, Italia, Alemania, Francia, España, Canadá y Australia que han cotizado en mercados de valores a lo largo del periodo 2005-2009. Los resultados ponen de manifiesto la superioridad del modelo de Jones ajustado al ROA con respecto al modelo de Jones y al modelo de Jones modificado.

© 2013 ASEPUC. Publicado por Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

Earnings management models: A trans-national study

A B S T R A C T

Accounting information is conceived as one of the most important resources for decision making by company personnel. Thus, this information must meet certain requirements to ensure its quality and in such a way that does not introduce bias. Thus, in recent years it has become very important to develop models and implement measures to reduce the opportunistic behavior of managers.

There are some models in the literature to detect discretionary accruals. Thus, the aim of this work is to determine whether any of these models is better than others by using specification and strength tests. The sample consisted of 33,410 observations of non-financial listed companies in the United States, United Kingdom, Korea, Japan, Italy, Germany, France, Spain, Canada and Australia over the period 2005-2009. Our results show the superiority of the Jones model adjusted to ROA as regards the Jones model and Jones modified model.

© 2013 ASEPUC. Published by Elsevier España, S.L. All rights reserved.

JEL classification:

M41

Keywords:

Accounting information

Quality information

Earnings management

Accruals

Specification and strength test

1. Introducción

Los escándalos contables ocurridos a principios del siglo XXI (Adelphia, Enron, Lehman Brothers, Merrill Lynch y Worldcom, entre otros) han afectado a la confianza depositada por los inversores en el proceso de divulgación de información por parte de las empresas, evidenciando la existencia de importantes conflictos de

interés en el seno de las grandes empresas cotizadas, que han afectado a intermediarios, asesores, analistas, banqueros y auditores, perjudicando notablemente a sus accionistas. Lo novedoso no es la existencia de tales conflictos, sino la insuficiencia de los controles y las medidas de salvaguarda adoptadas por estas empresas para resolverlos y evitar que individuos que están obligados por ley a defender los intereses de sus clientes y accionistas puedan actuar con deshonestidad y aprovechar para sí las ventajas que se derivan de la adopción de una u otra decisión.

Como respuesta a la situación descrita, en los últimos tiempos hemos observado una tendencia a nivel internacional hacia una mayor intervención de los organismos emisores de normas

* Autor para correspondencia.

Correos electrónicos: nreguera@us.es (N. Reguera Alvarado), quina@us.es (J. Laffarga Briones), pfuentes@us.es (P. de Fuentes Ruiz).

contables, de los reguladores de los mercados de valores y de los tribunales, todo ello dirigido a asegurar tanto la calidad y la relevancia de la información contable en un contexto globalizado como un comportamiento ético por parte de directivos, auditores y analistas financieros.

A pesar de esos esfuerzos legales, los directivos gozan de un cierto grado de flexibilidad en la aplicación de los principios y normas contables, lo cual puede repercutir en la fiabilidad de la información financiera (Parte-Esteban y Gonzalo-Angulo, 2009). Así pues, la gestión del resultado o *earnings management* se define como la aplicación por parte de los directivos de su propio juicio en la elaboración de los estados contables.

El estudio de la detección de comportamientos oportunistas por parte de los directivos ha suscitado un gran interés entre los investigadores como consecuencia de los diferentes escándalos financieros acaecidos en los últimos años como consecuencia de la discrecionalidad directiva para aplicar las normas y principios contables, así como de las medidas establecidas por los legisladores para salvaguardar la calidad de la información contable.

Pese al desarrollo de modelos como el de Jones (1991), en el que se establecen diferentes propuestas para calcular la gestión del resultado, la literatura no ha llegado a un consenso en cuanto a cuál de ellos ofrece el mejor cálculo del nivel de discrecionalidad contable o *accruals* o, al menos, la mejor aproximación, aunque también debemos tener en cuenta que algunos modelos han tenido más aceptación que otros y, por tanto, han sido más utilizados en el cálculo de esta magnitud. Así pues, entre los más empleados por los investigadores consideramos el modelo de Jones (1991), el modelo de Jones modificado (1995) y el modelo de Jones ajustado al ROA (2005). Por su parte, Poveda (2001) realiza un análisis comparativo de los diferentes modelos, concluyendo con las limitaciones de estos y las posibles soluciones para solventar los problemas que surgen en cuanto a la especificación y la potencia de estos.

Por tanto, el objetivo de este trabajo es profundizar en el estudio de los modelos de gestión del resultado, de tal forma que contribuye doblemente a la literatura. En primer lugar, hasta el conocimiento de los autores, no existe ningún trabajo que compare modelos de *accruals* utilizando una muestra tan amplia de países. Y en segundo lugar, se obtendrán evidencias en cuanto a la superioridad de un modelo con respecto a otros, dando así respuesta a un vacío literario. Así pues, a partir del modelo de Jones (1991), el modelo de Jones modificado (1995) y el modelo de Jones ajustado al ROA (2005) tratamos de determinar cuál de los estos modelos proporciona un mejor cálculo de la gestión del resultado. Para ello se ha utilizado una muestra 33.410 observaciones correspondientes a empresas no financieras de Estados Unidos, Canadá, Reino Unido, Corea, Japón, Italia, Alemania, Francia, España, Canadá y Australia que han cotizado en mercados de valores a lo largo del periodo 2005-2009. A partir de esta muestra se calcularán los ajustes por devengo discrecionales para cada modelo y, posteriormente, se compararán empíricamente los 3 modelos.

La estructura del trabajo es la siguiente: en primer lugar se determinan los componentes de los ajustes por devengo, así como los modelos para su cálculo. En segundo lugar se expone la metodología, la muestra y las variables. En tercer lugar se presentan los resultados obtenidos con relación al objetivo planteado. Y en último lugar se enuncian las principales conclusiones.

2. Modelos de gestión del resultado: revisión de la literatura

McNichols (2000) estableció que el principal elemento de cualquier modelo sobre gestión del resultado es la medida utilizada para detectar el componente discrecional de los resultados empresariales. El problema surge como consecuencia de que dicho

componente discrecional no es observable. Así pues, la utilización de modelos de ajustes por devengo para contrastar hipótesis relacionadas con la gestión del beneficio y eficiencia de mercados ha sido ampliamente utilizada en la literatura (DeFond y Jiambalvo, 1994; Rees, Gil y Gore, 1996; Teoh, Welch y Wong, 1998). Estos estudios se basan en la idea de que la dirección de la empresa puede incurrir en alguna manipulación de la información contable para no mostrar la imagen real de la empresa a los usuarios (Fields, Lys y Vincent, 2001). Por tanto, para detectar componentes discrecionales, la literatura ha desarrollado los modelos de ajustes por devengo.

Los ajustes por devengo se definen como la diferencia entre el beneficio declarado y el *cash-flow*. La manipulación de los mismos puede llevarse a cabo a través de distintas variables contables y permite a la gerencia la transferencia de beneficios de un período a otro. Por otra parte, los ajustes por devengo no son manipulables en su totalidad. Una parte de los mismos depende de las condiciones económicas o viene impuesta por la normativa (Healy, 1985)^a.

Los ajustes por devengo totales representan la parte de los beneficios que no generan flujo de caja. En la literatura se han utilizado 2 métodos para el cálculo de los ajustes totales: a través del balance de situación o del estado de *cash-flow*. No obstante, la técnica más extendida ha sido utilizar el balance de situación, puesto que en determinados países no es obligatoria la elaboración del estado de *cash-flow*. Así pues, los ajustes totales se calculan según se muestra en la expresión (1).

$$ADT_t = (\Delta AC - \Delta TES - \Delta IFT) - (\Delta PC - \Delta DEBT) - AMORT \quad (1)$$

donde ADT son los ajustes por devengo totales observados, definidos como la variación del activo circulante (ΔAC), excepto la variación en tesorería (ΔTES) e inversiones financieras temporales (ΔIFT), menos la variación en pasivo circulante (ΔPC), excepto la variación en la deuda a largo plazo con vencimiento a corto plazo ($\Delta DEBT$), y menos el gasto de amortización y depreciación a largo plazo del periodo ($AMORT$).

Por su parte, en la literatura se han desarrollado una serie de modelos de gestión del resultado que pretenden detectar la discrecionalidad contable. Todos los modelos coinciden en que los ajustes totales pueden dividirse en 2, tal como se muestra en la expresión (2), ajustes por devengo no discrecionales ($ADND$) y ajustes por devengo discrecionales (ADD). Los ajustes no discrecionales son los que salen del control de la gerencia y que se deben a circunstancias externas a la empresa, como es, por ejemplo, la propia normativa contable. En cuanto a los ajustes discrecionales, estos son controlados por los directivos de la empresa y, por tanto, son los que reflejan las prácticas manipuladoras.

$$ADT_t = ADND_t + ADD_t \quad (2)$$

Sin embargo, los ajustes no discrecionales y los ajustes discrecionales no son observables. Por tanto, el objetivo de los modelos de ajustes por devengo es determinar los ajustes discrecionales, los cuales se calculan como diferencia entre los ajustes totales y los ajustes no discrecionales.

El primer modelo de ajustes por devengo que se desarrolló en la literatura fue el de Healy (1985), el cual establece que los ajustes no discrecionales son la media de los ajustes totales para un período determinado (expresión [3]). Así pues, asume que los *accruals* son una reversión a la media. De hecho, algunos estudios han puesto

^a Efectivamente, la variación en las cuentas de deudores y acreedores dependerá de algún modo de la evolución general de la economía, del sector y de la empresa en particular, ya que depende del volumen de ventas del ejercicio. Además, la normativa puede exigir por ejemplo que las dotaciones a las provisiones de existencias se lleven a cabo sobre la base de un valor de mercado determinado.

de manifiesto que los *accruals*, concretamente los relativos al circulante, son una reversión a la media (p. ej., Dechow, 1994).

$$ADND_t = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=t-n}^t () \quad (3)$$

donde TA representa el activo total, n representa el número de años que forman el período de análisis y t es el subíndice representativo del año.

Los ajustes discrecionales se calculan extrayendo de los ajustes totales los ajustes no discrecionales. Una asunción implícita de este modelo es que el crecimiento de los *accruals* es cero. Si, por ejemplo, en una determinada empresa se produce un aumento (reducción) en la cifra de ventas, entonces el nivel de *accruals* también tenderá a incrementar (decrementar). Por tanto, se está introduciendo un sesgo en el cálculo de los ajustes no discrecionales.

Otro modelo pionero es el desarrollado por DeAngelo (1986). Este modelo asume que los ajustes no discrecionales de un determinado año son iguales a los ajustes totales del año anterior, es decir, que el cambio que se produce en los ajustes por devengo durante 2 períodos se corresponde con los ajustes discrecionales (expresión [4]).

$$ADND_t = ADT_{t-1} \quad (4)$$

Algunos estudios establecen que, comparado con otros modelos agregados de ajustes por devengo, el modelo de DeAngelo es menos efectivo en la detección de *earnings management*. Dechow, Sloan y Sweeney (1995) compararon varios modelos de ajustes por devengo mediante la introducción en las cifras contables de *earnings management*. Los resultados pusieron de manifiesto que el modelo de DeAngelo (1986) era el menos capacitado para detectar prácticas manipuladoras. Por otra parte, Bartov, Gul y Tsui (2001) también llegaron a la misma conclusión cuando lo compararon con otro modelo que ha sido muy usado en la literatura.

En general, tanto el modelo de Healy (1985) como el de DeAngelo (1986) no han sido muy usados a lo largo de la literatura. Sin embargo, el modelo desarrollado por Jones (1991), el cual se conoce como modelo de Jones o modelo de Jones Standard, ha sido el más utilizado, así como algunos modelos que derivan de este.

El modelo propuesto por Jones, que se presenta en la expresión (5), realiza una regresión lineal de los ajustes por devengo totales (ADT) sobre 2 variables: la variación de las ventas ($\Delta VTAS_t$), que controla el componente normal de los ajustes por devengo de circulante, o ajustes por devengo a corto plazo, y el nivel de inmovilizado material bruto (INMOV), que modeliza el componente no discrecional del gasto por depreciación y amortización del periodo, principal componente de los ajustes por devengo a largo plazo. Ambas variables, así como la constante del modelo, se dividen por el activo total inicial a fin de evitar problemas de heterocedasticidad^b.

$$\frac{ADT}{TA_{t-1}} = \frac{\beta a}{TA_{t-1}} + \beta_1 \left(\frac{\Delta VTAS_t}{TA_{t-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{INMOV}{TA_{t-1}} \right) + e \quad (5)$$

donde e es el término de error del modelo y representa el componente discrecional de los ajustes por devengo, e i y t son los subíndices representativos de la empresa y el año, respectivamente.

En cuanto al signo, en el caso del coeficiente de la variación de las ventas (β_1) este no puede determinarse, puesto que depende del aumento o de la disminución de las distintas partidas de circulante. Así pues, puede tomar signo tanto positivo como negativo. Por su parte, el signo del coeficiente relativo al nivel de inmovilizado (β_2) se espera que sea negativo, puesto que recoge el componente no discrecional de la depreciación por amortización.

A partir del modelo de Jones se han desarrollado en la literatura diversas modificaciones, las cuales han originado nuevos modelos con la intención de corregir los problemas de especificación que presentaba dicho modelo. Jones (1991) utilizó los datos de las empresas con base en series de tiempo para calcular los coeficientes de la regresión. Sin embargo, este tipo de datos tiene una gran limitación, pues la necesidad de un número mínimo de observaciones por empresa incorpora al análisis un sesgo de supervivencia, ya que la muestra solo incorporará aquellas empresas que tienen una serie temporal de datos lo suficientemente larga para obtener estimaciones fiables^c. Así pues, en trabajos posteriores se ha optado por calcular dichos coeficientes utilizando datos de corte transversal (DeFond y Jiambalvo, 1994). 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), DeFond y Subramanyam (1998) y Bartov et al. (2001) 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.

Además del uso de datos de corte transversal en lugar de datos de series de tiempo, ha habido otras modificaciones al modelo de Jones. Una de las más utilizadas ha sido la propuesta por Dechow et al. (1995), quienes desarrollaron un modelo conocido como modelo modificado de Jones (expresión [6]). El modelo original de Jones asume que los ingresos por ventas no son discrecionales. Sin embargo, este supuesto ha sido cuestionado por diversos autores, como Dechow et al. (1995), ya que los gerentes pueden alterar la secuencia de los mismos a través de ajustes contables basados en, por ejemplo, anticipar las ventas (este hecho supondría el incremento de la partida de deudores). Por tanto, Dechow et al. (1995) proponen como modificación al modelo de Jones la corrección de la cifra de ventas por la variación en las cuentas por cobrar para tener en cuenta la posibilidad de que las ventas no sean enteramente no discrecionales y ajustarlas por la parte que aún no se ha cobrado.

$$\frac{ADT}{TA_{t-2}} = \frac{\beta a}{TA_{t-2}} + \beta_1 \left(\frac{\Delta VTAS_t - \Delta REC_t}{TA_{t-2}} \right) + \beta_2 \left(\frac{INMOV}{TA_{t-2}} \right) + e \quad (6)$$

donde ΔREC es la variación en las ventas a crédito. Los coeficientes de la regresión, sin embargo, se calculan siguiendo el modelo original de Jones.

No obstante, en la literatura se ha discutido si realmente la modificación propuesta por Dechow et al. (1995) mejora el modelo de Jones o si, por el contrario, supone una sobrecorrección del modelo. Así pues, Jeter y Shivakumar (1999) establecen que la asunción de que el cambio en las cuentas a cobrar está relacionado con la gestión del resultado es bastante improbable.

Algunos trabajos indican que el modelo de Jones introduce un sesgo en el cálculo de los ajustes por devengo en el caso de compañías con resultados extremos. Dechow et al. (1995) llevaron a cabo un trabajo en el cual se trataba de demostrar lo anterior. Para ello calcularon los ajustes por devengo para empresas con resultados o *cash-flow* extremos, concluyendo que las compañías con elevados resultados tenían elevados ajustes por devengo discrecionales, mientras que las empresas con bajos resultados tenían bajos ajustes por devengo discrecionales. Sin embargo, empresas con elevados *cash-flow* de operaciones presentaban bajos ajustes por devengo discrecionales, mientras que organizaciones con bajos *cash-flow* de las operaciones tenían elevados ajustes por devengo discrecionales. Así pues, estos resultados han llevado el desarrollo

^b Trabajos posteriores han utilizado el modelo de Jones original sin deflactar la constante argumentando que no hay razón teórica alguna para forzar una regresión por el origen (Peasnell et al., 2000).

^c Los trabajos que estiman el modelo de Jones (1991) en serie temporal suelen exigir un número mínimo de observaciones disponibles, normalmente 10.

de modelos que añadan alguna modificación al modelo de Jones con el objetivo de controlar el rendimiento de las empresas.

Por tanto, a partir de los argumentos anteriores surgen nuevos modelos, como el propuesto por Peasnell, Pope y Young (1998), quienes evalúan los modelos de sección cruzada de Jones, Jones modificado, y el desarrollado por ellos mismos, demostrando que todos los modelos presentan una mejor especificación cuando se les aplica una muestra aleatoria. Sin embargo, el modelo desarrollado por Peasnell et al. (1998) se encuentra mejor especificado que el modelo de Jones modificado cuando se aplica a muestras con situaciones de *cash flow* extremo.

Jeter y Shivakumar (1999) desarrollaron el denominado modelo de *cash-flow*, el cual introduce en el modelo de Jones la variable *cash-flow* y con el que se pretenden subsanar las limitaciones del modelo de Jones ante situaciones anormales de *cash-flow*. Este modelo establece que existe una relación no lineal entre los ajustes por devengo y el *cash-flow* de operaciones. Así pues, a partir del *cash-flow* se divide la muestra en quintiles y al modelo de Jones se le añade una variable *dummy* para cada quintil. Los resultados obtenidos con la aplicación de este modelo evidencian que el modelo de Jones está bien especificado cuando se aplica a una muestra aleatoria y, sin embargo, presenta problemas de especificación cuando los *cash-flow* son extremos.

Kothari, Leone y Wasley (2005), partiendo de la idea de que los ajustes por devengo se encuentran correlacionados con el desempeño actual y pasado de la empresa, proponen un modelo basado en el de Jones, al cual le introducen la variable ROA (rentabilidad del activo o *return on assets*), y que se conoce como modelo de Jones ajustado al ROA. Este se representa en la expresión (7).

$$\frac{ADT}{TA_{t-2}} = \frac{\beta_a}{TA_{t-2}} + \beta_1 \left(\frac{\Delta VTAS_t}{TA_{t-2}} \right) + \beta_2 \left(\frac{INMOV}{TA_{t-2}} \right) + \beta_3 \left(\frac{ROA}{TA_{t-2}} \right) + e \quad (7)$$

Finalmente, Ball y Shivakumar (2006) identifican una fuente adicional de mala especificación en los modelos del tipo Jones, que está relacionada con el comportamiento asimétrico que se observa en el reconocimiento que realizan las empresas de sus ganancias, por un lado, y pérdidas, por el otro. En general las empresas muestran elevadas reticencias en el reconocimiento de las pérdidas, lo que sugiere que la relación entre los ADT y el *cash-flow* no sea lineal. La propuesta de Ball y Shivakumar (2006) es incorporar al modelo de Jones una serie de términos que dependen del *cash-flow* de una forma truncada, lo cual consigue eliminar la linealidad.

Por su parte, Peasnell, Pope y Young (2000) y Gill de Albornoz (2003) 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, aunque los modelos de Jones y de Jones modificado son ligeramente superiores al resto de posibilidades.

Teniendo en cuenta los avances realizados en la literatura en relación con los modelos de ajustes por devengo, en este trabajo se desarrolla el citado modelo de Dechow et al. (1995) y el modelo de Kothari et al. (2005), comparando su rendimiento con respecto al clásico modelo de Jones (1991).

Han sido muchos los trabajos que han tratado de relacionar la gestión del resultado con alguna característica empresarial como el gobierno de la empresa (Hutchinson, Gul y Leung, 2005; García Osma y Gill de Albornoz, 2005; Ahmed, Duellman y Abdel-Meguid, 2006; Murhadi, 2009; Marra, Mazzola y Prencipe, 2011), la eficiencia de los mercados (DeFond y Jambalvo, 1994; Rees et al., 1996; Teoh et al., 1998) o la capacidad de la normativa contable para reducir la discrecionalidad contable (Tendeloo y Vanstraelen, 2005; Jeanjean y Stolowy, 2008; Callao y Jarne, 2011), entre otros. De este modo, hemos realizado una revisión de la literatura (tabla 1) para justificar los modelos utilizados de gestión del resultado. Para ello

hemos revisado las revistas más relevantes en el ámbito de la contabilidad, como *Journals of Accounting*, *European Accounting Review*, *Accounting and Business Research*, *Abacus Journal*, *Accounting and Finance* y *Journal of Accounting and Economics*.

3. Muestra, variables y metodología

3.1. Selección de la muestra

La muestra utilizada está compuesta por compañías no financieras cotizadas en el mercado de valores durante el período 2005-2009^d en Estados Unidos, Reino Unido, Corea, Japón, Italia, Alemania, Francia, España, Canadá y Australia. La elección de estos países se realizó atendiendo a que son los países democráticos más representativos de cada continente. No se tomó ningún país de África, por no considerarse comparable el desarrollo de este continente en relación con los demás. Las empresas financieras fueron excluidas de la muestra por sus especiales características. Para cada empresa de la muestra se dispone de información económico-financiera obtenida de la base de datos Osiris.

En el primer filtro que se aplicó a la muestra se eliminaron las empresas cuyo patrimonio neto era inferior a cero, siendo 568 el total de empresas eliminadas. Además, las empresas cuyo valor de los ajustes por devengo totales deflactado por el activo total de año anterior era superior a uno en valor absoluto, también fueron eliminadas de la muestra (Kothari et al., 2005), resultando el total de empresas excluidas 73.

La tabla 2 recoge la muestra final, formada por 33.410 observaciones correspondientes a 9.222 empresas.

En relación con la información económico-financiera, esta se corresponde con la información consolidada, pues atendiendo al trabajo realizado por Abad et al. (2000) pone de manifiesto las posibles limitaciones que tiene la información contable a nivel individual.

Para garantizar la validez de las estimaciones únicamente se han tenido en cuenta los datos de las empresas para las que se disponía de un mínimo de 6 observaciones país-año-sector, partiendo de los códigos industriales *Standard Industrial Classification* (SIC). Dicha clasificación sectorial permite la agrupación homogénea en los 6 sectores que se detallan en la tabla 3.

En la tabla 3 también se presenta la descripción de la muestra por países para cada sector. Como se observa, en todos los países el sector manufacturero es el más representativo, situándose en torno al 50%. Asimismo, el resto de sectores oscilan entre ponderaciones similares dentro de cada país.

3.2. Variables para la estimación de los modelos de *accruals*

Los ajustes por devengo totales (ADT) son la variable dependiente de los modelos de *accruals*, los cuales se calculan a partir de la expresión (1). En cuanto a las variables independientes, estas dependen del modelo que se utilice. Así, para el modelo de Jones hemos definido la $\Delta VTAS$ como la variación en la cifra de ventas del período $t-1$ al período t , $INMOV$ que se define como el activo total amortizable. Para la estimación del modelo de Jones modificado hemos definido ΔREC como la variación en las cuentas a cobrar del período $t-1$ al período t . Por último, para el modelo de Jones ajustado al ROA hemos definido la rentabilidad de los activos (ROA) como beneficio neto dividido por el activo total (tabla 4).

^d La necesidad de utilizar valores retardados y futuros en algunos modelos ha hecho que aunque las estimaciones se refieren a los años 2005 y 2009, los datos utilizados corresponden a los años 2004-2009.

Tabla 1

Revisión de los modelos utilizados en la literatura

Artículo	Modelo	Justificación modelo	Período	Muestra
Piot y Janin (2007)	Jones (1991)/Modelo de <i>cash-flow</i> (1999)	El modelo de Jones (1991) ha sido ampliamente utilizado en la literatura. Sin embargo, este no está bien especificado para el caso de empresas con valores extremos. Así pues, adicionalmente, introducen el modelo de <i>cash-flow</i> (1999)	1999-2001	Francia
Lapointe-Antunes, Cormier, Magnan y Gay-Angers (2006)	Jones (1991)	No se especifica	1997-2001	Suecia
Tendeloo y Vanstraelen (2005)	Jones (1991)	No se especifica	1999-2001	Alemania
Gill de Albornoz y Alcarria (2003)	Jones (1991)	El modelo de Jones (1991) ha sido el más utilizado en la literatura existente	1991-1997	España
Chan, Lin y Strong (2011)	Jones (1991)	No se especifica	1983-2002	Reino Unido
Mohd y Ahmed (2005)	Jones (1991)/Jones modificado (1995)	El modelo de Jones y el de Jones modificado son los más utilizados en la literatura	1998-1999	Malasia
Wilson y Wu (2011)	Jones ajustado al ROA (2005)	No se especifica	1999-2007	Australia
Chang, Chung y Lin (2010)	Jones ajustado al ROA (2005)	El modelo de Jones ajustado al ROA está mejor especificado para el caso de una muestra de empresas con rendimientos atípicos	1989-2003	Estados Unidos
Herbohn y Ragunathan (2008)	Jones (1991)	Utilizar el modelo de Jones permite comparar los resultados con los obtenidos en el trabajo realizado por Butler, Leone y Willenborg (2004)	1999-2003	Australia
Cahan, Emanuel, Hay y Wong (2008)	Jones (1991)	No se especifica	1995-2001	Nueva Zelanda
Davidson, Goodwin-Stewart y Kent (2005)	Jones modificado	El modelo de Jones modificado ha sido muy utilizado en la literatura existente	2000	Australia
Wells (2002)	Jones modificado	No se especifica	1984-1994	Australia
Cohen y Zarowin (2010)	Jones (1991)	No se especifica	1987-2006	Estados Unidos
Daniel, David, Denis y Naveen (2008)	Jones (1991)	Dechow et al. (1995) justifican que el modelo de Jones en series de tiempo está mejor especificado que otros modelos. Por su parte, Subramanyam (1996) y Bartov et al. (2001) aportan evidencias de que el modelo de Jones de corte transversal aporta mejores resultados que el modelo de series de tiempo. Así pues, el modelo utilizado por Daniel et al. (2008) es el modelo de Jones de corte transversal	1992-2005	Estados Unidos
Caramanisa y Lennox (2008) Louisa y Robinson (2005)	Jones (1991) Jones modificado	No se especifica Dechow et al. (1995) aportan evidencias de la mejor especificación del modelo de Jones modificado con respecto a otros modelos de gestión del resultado	1994-2002 1990-2002	Grecia COMPUSTAT
Kothari et al. (2005)	Jones (1991)/Jones modificado (1995)/Jones ajustado al ROA (2005)	Dechow et al. (1995) aportan evidencias de la mejor especificación de los modelos de Jones y Jones modificado con respecto a otros modelos de gestión del resultado	1962-1999	COMPUSTAT Industrial Annual
Butler et al. (2004)	Jones (1991)	No se especifica	1980-1999	COMPUSTAT empresas auditadas por las 5 Big firms
Kelin (2002)	Jones (1991)	Bartov et al. (2001) aportan evidencias de que el modelo de Jones de corte transversal aporta mejores resultados que el modelo de series de tiempo	1992-1993	S&P 500
Huson, Tian, Wiedman y Wier (2012)	Jones modificado	Dechow, Richardson y Tuna (2003) muestran evidencias empíricas sobre la potencia del modelo de Jones con respecto a otras modificaciones de este	1995-2007	Estados Unidos

Tabla 1 (continuación)

Artículo	Modelo	Justificación modelo	Período	Muestra
Das, Kim y Patro (2011)	Jones ajustado al ROA (2005)	Kothari et al. (2005) concluyen que controlar los ajustes por devengo utilizando la variable ROA mejora el rendimiento del modelo	1993–2005	Estados Unidos
Baber, Kang y Li (2011)	Jones (1991)	No se especifica	1993–2007	COMPUSTAT

Tabla 2

Composición de la muestra para el contraste de hipótesis

País	2005	2006	2007	2008	2009	Total
Estados Unidos	2.611	2.633	2.228	2.633	2.735	12.840
Reino Unido	373	348	336	334	380	1.771
Corea	959	1.012	1.077	1.160	1.185	5.393
Japón	691	754	811	855	924	4.035
Italia	132	155	167	178	174	806
Alemania	293	308	368	386	410	1.765
Francia	387	367	368	384	401	1.907
España	125	125	137	138	137	662
Canadá	348	402	514	547	580	2.391
Australia	306	351	310	422	451	1.840

Tabla 3

Descripción de la muestra por país-sector

País	Materiales básicos, energía, industria y construcción (%)	Manufactura (%)	Transportes, comunicaciones y servicios públicos (%)	Bienes de consumo (%)	Servicios inmobiliarios (%)	Servicios (%)
Estados Unidos	4,6	56,5	7,8	12,1	4,2	14,6
Reino Unido	15,2	39,3	10,7	13,7	2,1	19,1
Corea	4,0	78,6	4,2	3,9	0,7	8,6
Japón	5,0	41,2	8,3	21,6	5,6	18,4
Italia	6,3	56,1	18,0	3,8	4,9	10,9
Alemania	3,4	53,4	12,8	7,0	6,2	17,4
Francia	5,8	48,2	9,7	10,9	6,4	19,0
España	11,9	34,7	16,9	3,6	23,4	9,5
Canadá	24,8	40,2	9,7	7,8	8,0	9,5
Australia	22,5	55,1	16,7	13,7	7,3	30,2

Tabla 4

Definición de las variables

Abreviación	Variable	Definición
ADT	Ajustes por devengo totales	Diferencia resultado del ejercicio y <i>cash flow</i> operaciones
ADND	Ajustes por devengo no discrecionales	Coefficientes de la regresión lineal
ADD	Ajustes por devengo discrecionales	Término de error de los modelos de <i>accruals</i>
Δ VTAS	Variación de las ventas	Variación cifra de ventas del período t-1 al período t
INMOV	Inmovilizado	Total activo amortizable
Δ REC	Cuentas por cobrar	Variación de las cuentas por cobrar del período t-1 al período t
TA	Total de activo	Activo total del período t-1
ROA	Rentabilidad de los activos	Beneficio neto/Total de activos

3.2.1. Análisis descriptivo de las variables

Al examinar el panel A de la [tabla 5](#) podemos observar que los estadísticos descriptivos se encuentran en la misma línea que los que utilizan variables similares para distintos países (Azofra, Castrillo y Delgado, 2003; Dechow, Kothari y Watts, 1998; Dechow y Dichev, 2002; Ahmed et al., 2006; Jara y López, 2011). Como podemos observar, los ajustes por devengo totales son generalmente negativos atendiendo a la media y a la mediana, respectivamente.

Por su parte, en el panel B de la [tabla 5](#) podemos observar que existe relación entre la mayoría de las variables, aunque estas toman valores muy bajos y, por tanto, tales relaciones no resultan relevantes. No obstante, la más importante estadísticamente

Tabla 5

Estadísticos descriptivos y correlaciones de Pearson

Panel A: estadísticos descriptivos					
Variable	Media	Desv. típ.	Q1	Mediana	Q2
ADT	-0,053	0,222	-0,107	-0,039	0,017
Δ VTAS	0,102	0,681	-0,063	0,039	0,192
INMOV	0,544	1,256	0,265	0,449	0,664
Δ REC	0,008	0,087	-0,019	0,000	0,024
ROA	1,068	13,111	-0,955	3,120	7,150
Panel B: correlaciones de Pearson					
Variable	Δ VTAS	INMOV	Δ REC	ROA	
ADT	-0,073***	-0,081***	0,1026***	0,089***	
Δ VTAS		0,056***	0,428***	0,121***	
INMOV			0,160***	-0,006	
Δ REC				0,109**	
ROA					

*** Nivel de significación estadística inferior al 1%.

es la existente entre la variación de las ventas y la variación en las cuentas por cobrar.

3.3. Metodología

El objetivo de este trabajo es determinar, a partir de 3 modelos de ajustes por devengo, cuál de ellos realiza una mejor aproximación al valor de los ajustes por devengo discrecionales.

En nuestro trabajo hemos utilizado 3 modelos basados en regresiones lineales para calcular los ajustes por devengo discrecionales. Estos modelos son el desarrollado por Jones (1991), el cual ha sido el más utilizado en la literatura; el modelo de Jones

Tabla 6
Resultados pruebas de especificación

País	Número de regresiones	Jones		Jones modificado		Jones ajustado al ROA	
		ET1 ^a	Ho: P = 0,1	ET1 ^a	Ho: P = 0,1	ET1 ^a	Ho: P = 0,1
Estados Unidos	500	0,08 ^b	0,07	0,09	0,46	0,12	0,18
Reino Unido	500	0,12	0,14	0,08	0,10	0,10	0,77
Corea	500	0,10	0,77	0,11	0,65	0,10	0,77
Japón	500	0,07 ^b	0,05	0,12	0,23	0,12	0,18
Italia	500	0,11	0,5	0,11	0,55	0,11	0,55
Alemania	500	0,09	0,65	0,10	0,77	0,11	0,65
Francia	500	0,11	0,37	0,12	0,14	0,09	0,30
España	500	0,10	0,88	0,09	0,30	0,11	0,37
Canadá	500	0,09	0,37	0,09	0,65	0,07 ^b	0,02
Australia	500	0,10	0,88	0,11	0,30	0,11	0,46
TOTAL	5.000	0,10	0,57	0,10	0,85	0,10	0,42

^a Las cifras referidas a ET1 están expresadas en tantos por uno.

^b En estos casos, al resultar la hipótesis nula rechazada, se testó la hipótesis de que fuesen menores a 0,1, confirmándose dicho argumento.

modificado, desarrollado por [Dechow et al. \(1995\)](#), y el modelo de Jones ajustado al ROA, desarrollado por [Kothari et al. \(2005\)](#). Todos los modelos toman como variable dependiente los ajustes por devengo totales, mientras que las variables independientes varían dependiendo del modelo que se utilice. No obstante, el coeficiente de las regresiones en todos los modelos se estima usando datos de corte transversal para cada sector.

Una vez calculados los ajustes por devengo discrecional con base en los 3 modelos de ajustes por devengo utilizados, aplicamos las pruebas de especificación y potencia con el objetivo de determinar qué modelo comete menos margen de error en cuanto al cálculo de los ajustes por devengo discrecionales.

Estas pruebas se basan en el cálculo del número de veces que se comete error tipo I y error tipo II para cada modelo estimado, siguiendo la metodología de [Brown y Warner \(1980, 1985\)](#).

La cuantificación de cada tipo de error servirá para distintos propósitos: en primer lugar, el error tipo I (ET1) será un indicador de la buena o mala especificación de los modelos, mientras que el error tipo II (ET2) revelará el modelo que ofrece una mejor respuesta en la detección de manipulación a los propósitos de la investigación.

El cálculo del ET1 en cada modelo se realizó del siguiente modo:

- 1) Una vez estimados los ajustes por devengo discrecionales según cada modelo, se realizó una extracción aleatoria de una muestra de 50 empresas para cada país y año, asegurando la independencia de las observaciones extraídas.
- 2) Se creó una variable dicotómica que tomaba valor 0 si la empresa no había resultado seleccionada, y valor 1 si aparecía en la muestra extraída.
- 3) Ateniéndonos a la regresión por países de los ajustes por devengo discrecionales sobre dicha variable aleatoria, por país y año, se examinaba la probabilidad asociada al coeficiente estimado, de tal modo que se comete un ET1 (rechazar la hipótesis nula de «no manipulación» cuando esta era cierta) cada vez que se rechaza la hipótesis nula con un 10% de significatividad.
- 4) El proceso descrito se repitió para 100 simulaciones.
- 5) Una vez obtenido el porcentaje de ET1 generado por los modelos, se contrasta mediante el test de la binomial si dicho porcentaje se encuentra dentro de los márgenes de especificación con los que se ha trabajado en el modelo, teniendo en cuenta el tamaño muestral con el que se trabajaba.

El porcentaje obtenido al evaluar el ET1 se contrastará mediante una prueba de comparación de proporciones. Para decidir qué test aplicar, se tuvo en cuenta el siguiente criterio, según el cual una muestra será suficientemente grande si cumplen las 2 siguientes condiciones: $n \cdot p \geq 5$ y $n \cdot q \geq 5$, siendo «n» el número de observaciones de la muestra, «p» la proporción que se va a testar y «q» la proporción complementaria de «p» (es decir, 1-p). Al cumplirse en

todos los casos ambas condiciones, se descartó el uso del test binomial exacto a favor del test Z para proporciones. La hipótesis nula que se plantea es si la proporción observada coincide con el valor de p con el que trabajamos, de 0,1, y como hipótesis alternativa que ambas sean distintas.

El cálculo del ET2 es similar al descrito al ET1, introduciendo las variaciones artificiales a las variables del modelo con el fin de poder evaluar la capacidad de los mismos de detectar prácticas manipuladoras. De forma más detallada, el cálculo del ET2 se ha realizado tal y como sigue:

- 1) Una vez estimados los ADD según los modelos y realizada la extracción muestral, con la variable dicotómica generada («1» si resulta seleccionada, «0» si no resulta seleccionada), se introducen variaciones porcentuales a los valores originales de las variables independientes que conforman los modelos. Estas variaciones se realizaban desde el 1 hasta el 20%, de modo que con el valor de la variable modificado artificialmente se procedía a reestimar los ADD.
- 2) Una vez obtenidos los ADD artificiales, se vuelve a realizar la regresión de los ADD sobre la variable dicotómica.
- 3) En este caso, se cometerá ET2 cuando se acepte la hipótesis nula de «no manipulación» cuando esta resulta ser cierta, por lo que se atenderá al valor de p asociado al coeficiente estimado para la variable dicotómica.
- 4) El proceso descrito se realiza para cada una de las variables que intervienen en el modelo, computándose el porcentaje medio de ET2 cometido por cada modelo, resultando el más idóneo el que menor frecuencia presente.

4. Resultados

En este apartado se muestran los resultados de las pruebas de especificación y potencia. La especificación de los modelos se ha determinado utilizando el ET1, mientras que la potencia de los mismos para detectar prácticas de manipulación se ha realizado mediante el ET2.

En la [tabla 6](#) se muestran los resultados del ET1, así como del test Z para proporciones de cada modelo de ajustes por devengo y el número de regresiones para cada país.

Los resultados ponen de manifiesto que los errores cometidos por los modelos especificados se encuentran dentro de unos márgenes de tolerancia aceptables (en torno al 10%). Para ello, se procedió a calcular el test Z para proporciones con el fin de confirmar que dichos errores son iguales o inferiores al 10% (H_0 : % ET1 = 10%). Los resultados del test Z confirman los anteriores, puesto que aceptamos la hipótesis nula planteada por este test relativa a que la proporción observada coincide con el valor de p con el que trabajamos, en este caso de 0,1. No obstante, para el caso de Japón y

Tabla 7
Resultados de las pruebas de potencia

País	Jones		Jones modificado		Jones ajustado al ROA	
	Número de regresiones	ET2 ^a	Número de regresiones	ET2 ^a	Número de regresiones	ET2 ^a
Estados Unidos	20.000	0,086	20.000	0,328	30.000	0,261
Reino Unido	20.000	0,218	20.000	0,239	30.000	0,247
Corea	20.000	0,597	20.000	0,592	30.000	0,707
Japón	20.000	0,499	20.000	0,522	30.000	0,359
Italia	20.000	0,598	20.000	0,616	30.000	0,586
Alemania	20.000	0,375	20.000	0,117	30.000	0,397
Francia	20.000	0,537	20.000	0,372	30.000	0,201
España	20.000	0,212	20.000	0,173	30.000	0,164
Canadá	20.000	0,022	20.000	0,214	30.000	0,300
Australia	20.000	0,163	20.000	0,264	30.000	0,056
TOTAL	200.000	0,331	200.000	0,344	300.000	0,328

^a Las cifras referidas a ET2 están expresadas en tantos por uno.

Estados Unidos para el modelo de Jones y de Canadá para el modelo de Jones ajustado al ROA, rechazamos la hipótesis nula del test Z para proporciones, lo cual significa que el valor que toma el ET1 no coincide con el valor de p del 0,1. Para dichos casos se procedió a estudiar si el porcentaje de ET1 cometido era inferior al 10%, lo que se confirmó con el test correspondiente.

La capacidad de detección de prácticas manipuladoras se testa a través del cálculo del porcentaje de veces que se comete ET2, es decir, aceptar la hipótesis nula de «no manipulación» cuando esta resulta ser cierta. Para ello, se manipularon las variables utilizadas para determinar la especificación de los modelos, con incrementos porcentuales de las mismas desde el 1% hasta el 20% de los valores que inicialmente adoptaban. Procediendo de dicho modo, el modelo con mayor capacidad para detectar prácticas manipuladoras será el que menor porcentaje de ET2 arroje. En la [tabla 7](#) se observa que el modelo que menos ET2 comete es el modelo de Jones ajustado al ROA, con una menor incidencia en término promedio de aceptación de la hipótesis nula cuando esta se conoce que es falsa; concretamente solo genera un porcentaje de error del 32,8%, frente al 33,1 y al 34,4% que generan el modelo de Jones y el modelo de Jones modificado, respectivamente.

En los resultados obtenidos para el ET2 ([tabla 7](#)), es destacable el alto poder de detección que el modelo de Jones ajustado al ROA desarrolla en el caso de Australia, con solo un 5,6% de error, y en el de España, cuyo porcentaje es del 16,4%. Sin embargo, para el caso de Corea dicho modelo muestra resultados pobres, puesto que el porcentaje se eleva hasta el 70,7%. Algo similar ocurre en el caso de Italia, con un porcentaje de error del 58,6%. Para el resto de países, el ET2 toma valores próximos a la media del modelo (32,8%).

Con todo lo anterior, podemos concluir que el modelo de Jones ajustado al ROA ofrece una mejor aproximación a la discrecionalidad contable con respecto al modelo de Jones y al modelo de Jones modificado. Asimismo, nuestros resultados confirman los obtenidos por [Jara \(2009\)](#), puesto que utilizando los mismos modelos que se han comparado en este trabajo de investigación aporta evidencias empíricas acerca de la superioridad del modelo de Jones ajustado al ROA con respecto a los otros 2 modelos para calcular los ajustes por devengo discrecionales.

5. Conclusiones

Con la revisión de la literatura realizada en este capítulo se pone de manifiesto la creciente importancia que ha cobrado el estudio de la *earnings management*. Existen multitud de definiciones que tratan de aglutinar todos los aspectos de la discrecionalidad contable. Asimismo, son muchos los autores que han desarrollado modelos para la detección de prácticas desleales por parte de los directivos. Sin embargo, y pese a la gran proliferación de la literatura, esta no ha podido llegar a ningún consenso sobre qué medida utilizar para el cálculo de los ajustes por devengo discrecionales, sino que cada

autor emplea el que considera más apropiado o el que ha sido más utilizado por el resto de investigadores.

La falta de consenso anterior y el hecho de que cada investigador opte por un modelo u otro no aportan evidencias empíricas concluyentes cuando se trabaja en este campo, ya que la elección de un modelo u otro condicionará los resultados y conclusiones obtenidos.

En este capítulo se ha realizado una comparación de los modelos de *accruals* con el objetivo de determinar empíricamente cuál de ellos ofrece una mejor aproximación a la discrecionalidad contable. Para ello se tomó como período de análisis los años 2005–2009, y como muestra, 33.410 observaciones de las empresas cotizadas de los países democráticos más representativos de cada continente (Estados Unidos, Reino Unido, Corea, Japón, Italia, Alemania, Francia, España, Canadá y Australia).

Los modelos de *accruals* utilizados para llevar a cabo el análisis empírico fueron el modelo de [Jones \(1991\)](#), el modelo de Jones modificado (1995) y el modelo de Jones ajustado al ROA (2005). La elección de estos se debe a que son los más empleados en la literatura; concretamente el modelo de Jones ha supuesto la base sobre la que se han desarrollado el resto de modelos.

Así pues, a los 3 modelos anteriores les hemos aplicado las pruebas de especificación y potencia con el objetivo de determinar cuál de ellos era el que obtenía la mejor aproximación a la variable ajustes por devengo discrecionales. Estas pruebas se basan en el cálculo del número de veces que se comete ET1 y ET2 para cada modelo estimado.

En cuanto a las pruebas de especificación, en cada modelo se comente un determinado porcentaje de ET1, el cual se espera que se sitúe entre unos límites aceptables. Para determinar si esa proporción observada coincidía con la proporción esperada, cuyo límite hemos considerado del 10%, se utilizó un test de proporciones. Como resultados obtuvimos que los 3 modelos se encontraban entre los niveles aceptados (2–10%). Sin embargo, para el caso concreto de Estados Unidos y Japón en el modelo de Jones y Canadá en el modelo de Jones ajustado al ROA no se cumplían dichos límites. Por ello, para determinar si al menos el porcentaje de error era inferior al 10% se aplicó otro test, el cual confirmó que dichos valores no superaban el límite establecido. Basándonos en estos resultados podemos confirmar que los 3 modelos están bien especificados.

En relación con las pruebas de potencia, los resultados apuntaron a que el modelo de Jones ajustado al ROA era el que menor porcentaje de error cometía por término medio a la hora de detectar la gestión del resultado. Este modelo proporciona una muy buena aproximación en el cálculo de los ajustes por devengo discrecionales en el caso de Australia, donde el error de estimación que comete es del 6% aproximadamente. Asimismo, en España dicha estimación también es muy aproximada a la real, puesto que solo se comete un error del 16%. Sin embargo, en el caso de Corea el modelo resulta bastante impreciso al cometer un error del 70%. En cuanto a las

estimaciones del resto de países, estas se encuentran en torno a la media del modelo (32,8%).

Por tanto, tras analizar los resultados obtenidos podemos concluir que el modelo de Jones ajustado al ROA realiza una mejor aproximación al cálculo de los ajustes por devengo discrecionales con relación al modelo de Jones y al modelo de Jones modificado. Nuestro trabajo contribuye a la literatura existente, puesto que ofrece evidencia empírica acerca de la superioridad de un modelo de gestión del resultado con respecto a otros y, además, dichos resultados se obtienen a partir de una amplia muestra de países. Por su parte, como futuras líneas de investigación, podrían compararse más modelos de ajustes por devengo discrecionales, considerando las variables de *cash-flow*. Además, podría replicarse el estudio para una muestra de empresas no cotizadas.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Bibliografía

- Abad, C., García-Borbolla, A., Garrod, N., Laffarga, J., Larran, M. y Piñero, J. (2000). An evaluation of the value-relevance of consolidated versus unconsolidated accounting information: Evidence from quoted Spanish firms. *Journal of International Financial Management and Accounting*, 11(3), 6–177.
- Ahmed, A., Duellman, S. y Abdel-Meguid, A. (2006). *Auditor Independence, Corporate Governance, and Abnormal Accruals*. Working paper. Texas A&M University.
- Azofra, V., Castrillo, L. y Delgado, M. (2003). Ownership concentration, debt financing and the investment opportunity set as determinants of accounting discretion: Empirical evidence from Spain. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 115(special issue), 215–255.
- Baber, W. R., Kang, S. y Li, Y. (2011). Modeling discretionary accrual reversal and the balance sheet as an earnings management constraint. *The Accounting Review*, 86(4), 1189–1212.
- Ball, R. y Shivakumar, L. (2006). The role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition. *Journal of Accounting Research*, 44(2), 207–242.
- Bartov, E., Gul, F. A. y Tsui, J. S. L. (2001). Discretionary-accruals models and audit qualifications. *Journal of Accounting and Economics*, 30(3), 421–452.
- Brown, S. J. y Warner, J. B. (1980). Measuring security price performance. *Journal of Financial Economics*, 14, 3–31.
- Brown, S. J. y Warner, J. B. (1985). Using daily stock returns: The case of event studies. *Journal of Financial Economics*, 8, 205–258.
- Butler, M., Leone, A. y Willenborg, M. (2004). An empirical analysis of auditor reporting and its association with abnormal accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 37, 139–165.
- Cahan, S., Emanuel, D., Hay, D. y Wong, N. (2008). Non-audit fees, long-term auditor-client relationships and earnings management. *Accounting and Finance*, 48(2), 181–207.
- Callao, S. y Jarne, J. I. (2011). El impacto de la crisis en la manipulación contable. *Revista de Contabilidad-Spanish Accounting Review*, 14(2), 59–85.
- Caramanisa, C. y Lennox, C. (2008). Audit effort and earnings management. *Journal of Accounting and Economics*, 45(1), 116–138.
- Chan, A., Lin, S. y Strong, N. (2011). Earnings components and the asymmetric timeliness of earnings: The case of FRS 3 in the UK. *Accounting and Business Research*, 41(4), 393–410.
- Chang, S. C., Chung, T. Y. y Lin, W. C. (2010). Underwriter reputation, earnings management and the long-run performance of initial public offerings. *Accounting and Finance*, 1(50), 53–78.
- Cohen, D. A. y Zarowin, P. (2010). Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting and Economics*, 50(1), 2–19.
- Daniel, N. D., David, J., Denis, D. J. y Naveen, L. (2008). Do firms manage earnings to meet dividend thresholds? *Journal of Accounting and Economics*, 45(1), 226.
- Das, S., Kim, K. y Patro, S. (2011). An analysis of managerial use and market consequences of earnings management and expectation management. *The Accounting Review*, 86(6), 1935–1967.
- Davidson, R., Goodwin-Stewart, J. y Kent, P. (2005). Internal governance structures and earnings management. *Accounting and Finance*, 45(2), 241–267.
- DeAngelo, L. (1986). Accounting numbers as market valuation substitutes: A study of management buyouts of public stockholders. *The Accounting Review*, 61(3), 400–420.
- Dechow, P. M. (1994). Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 18(1), 3–42.
- Dechow, P. M., Sloan, R. y Sweeney, A. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70(2), 193–225.
- Dechow, P., Kothari, S. P. y Watts, R. (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics*, 25, 133–168.
- Dechow, P. M. y Dichev, I. D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77, 35–59.
- Dechow, P., Richardson, S. y Tuna, I. (2003). Why are earnings kinky? An examination of the earnings management explanation. *Review of Accounting Studies*, 8(2–3), 355–384.
- DeFond, M. L. y Jiambalvo, J. (1994). Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 17(1–2), 145–176.
- DeFond, M. L. y Subramanyam, K. R. (1998). Auditor changes and discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 25, 36–67.
- Fields, T., Lys, T. y Vincent, L. (2001). Empirical research on accounting choice. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1–3), 255–307.
- García Osma, B. y Gill de Albornoz, B. (2005). *El gobierno corporativo y las prácticas de earnings management: Evidencia empírica en España*. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Gill de Albornoz, B. (2003). Alisamiento del beneficio y manipulación de ajustes por devengo: análisis empírico en el contexto español. *Premio de investigación contable José M. Fernández Pirla*. XI edición.
- Gill de Albornoz, B. y Alcarria, J. J. (2003). Analysis and diagnosis of income smoothing in Spain. *European Accounting Review*, 12(3), 443–463.
- Healy, J. (1985). The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics*, 7(1–3), 85–107.
- Herbohn, K. y Ragunathan, V. (2008). Auditor reporting and earnings management: Some additional evidence. *Accounting and Finance*, 48(4), 575–601.
- Huson, M. R., Tian, Y., Wiedman, C. I. y Wier, H. A. (2012). Compensation committees' treatment of earnings components in CEOs' terminal years. *The Accounting Review*, 87(1), 231–259.
- Hutchinson, M., Gul, F. y Leung, S. (2005). *Director entrenchment and governance problems: Evidence from the market reaction to earnings*. Göteborg: Trabajo presentado al XXVIII Congreso anual de la European Accounting Association.
- Jara, M. A. (2009). *Discrecionalidad contable, estructura de la propiedad y consejo de administración: un análisis internacional*. Trabajo de investigación inédito. Universidad de Valladolid.
- Jara, M. A. y López, F. J. (2011). Earnings management and contests for control: An analysis of European family firms. *Journal of Centrum Cathedra*, 4(1), 100–120.
- Jeanjean, T. y Stolowy, H. (2008). Do accounting standards matter? An exploratory analysis of earnings management before and after IFRS adoption. *Journal of Accounting and Public Policy*, 27, 480–494.
- Jeter, D. C. y Shivakumar, L. (1999). Cross-sectional estimation of abnormal accruals using quarterly and annual data: Effectiveness in detecting event-specific earnings management. *Accounting & Business Research*, 29(4), 299–319.
- Jones, J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193–228.
- Kelin, A. (2002). Audit committee, board of director characteristics, and earnings management. *Journal of Accounting and Economics*, 33(3), 375–400.
- Kothari, S., Leone, A. y Wasley, C. (2005). Performance matched discretionary accruals measures. *Journal of Accounting & Economics*, 39(1), 163–197.
- Lapointe-Antunes, P., Cormier, D., Magnan, M. y Gay-Angers, S. (2006). On the relationship between voluntary disclosure, earnings smoothing and the value-relevance of earnings: The case of Switzerland. *European Accounting Review*, 15(4), 465–505.
- Louisa, H. y Robinson, D. (2005). Do managers credibly use accruals to signal private information? Evidence from the pricing of discretionary accruals around stock splits. *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), 361–380.
- Marra, A., Mazzola, P. y Prencipe, A. (2011). Board monitoring and earnings management pre- and post-IFRS. *The International Journal of Accounting*, 46, 205–230.
- McNichols, M. F. (2000). Research design issues in earnings management studies. *Journal of Accounting and Public Policy*, 19(4–5), 313–345.
- Mohd, N. y Ahmed, K. (2005). Earnings management of distressed firms during debt renegotiation. *Accounting and Business Research*, 35(1), 69–86.
- Murhadi W.R. (2009). Good corporate governance and earning management practices: An Indonesian cases [consultado 11 Feb 2009]. Disponible en: <http://ssrn.com/abstract=1680186>
- Parte-Esteban, L. y Gonzalo-Angulo, J. A. (2009). ¿Se maquillan los resultados de las cotizadas en España? *Universia Business Review*, 21, 36–55.
- Peasnell, K. V., Pope, P. F. y Young, S. (1998). *Detecting Earnings Management Using Cross-Sectional Abnormal Accruals Models*. Working paper. Lancaster University.
- Peasnell, K. V., Pope, P. F. y Young, S. (2000). Detecting earnings management using cross-sectional abnormal accrual models. *Journal of Accounting and Business Research*, 30(4), 313–326.
- Piot, C. y Janin, R. (2007). External auditors, audit committees and earnings management in France. *European Accounting Review*, 16(2), 429–454.
- Poveda, F. (2001). *Cuestiones estadísticas sobre modelos y contrastes de ajustes por devengo anormales*. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Rees, L., Gil, S. y Gore, R. (1996). An investigation of asset write-downs and concurrent abnormal accruals. *Journal of Accounting Research*, 34(3), 157–169.
- Subramanyam, K. R. (1996). The pricing of discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 22(1–3), 49–281.
- Tendeloo, B. y Vanstraelen, A. (2005). Earnings management under German GAAP versus IFRS. *European Accounting Review*, 14(1), 155–180.
- Teoh, S., Welch, I. y Wong, T. (1998). Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics*, 50(1), 63–99.
- Wells, P. (2002). Earnings management surrounding CEO changes. *Accounting and Finance*, 42(2), 169–193.
- Wilson, M. y Wu, Y. (2011). Do publicly signalled earnings management incentives affect analyst forecast accuracy? *Abacus Journal*, 47(3), 315–342.