

CUESTIONES ESTADÍSTICAS SOBRE MODELOS Y CONTRASTES DE AJUSTES POR DEVENGO ANORMALES*

Francisco Poveda Fuentes

WP-EC 2001-16

Correspondencia a: F. Poveda. Universidad de Alicante. Depto. de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing. Campus de San Vicente del Raspeig. 03071 Alicante. Tlf.: 96 590 36 11 / Fax: 96 590 36 21 / Email: fpoveda@ua.es.

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

Primera Edición Julio 2001

Depósito Legal: V-3414-2001

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.

* El presente trabajo forma parte de la tesis del autor elaborada bajo la dirección del profesor Dr. D. Juan Monterrey Mayoral, Catedrático de Economía Financiera y Contabilidad de la Universidad de Extremadura.

CUESTIONES ESTADÍSTICAS SOBRE MODELOS Y CONTRASTES DE AJUSTES POR DEVENGO ANORMALES

Francisco Poveda Fuentes

RESUMEN

A lo largo de la década de los noventa, la línea de investigación básica del earnings management ha girado en torno a la especificación de modelos que permitan estimar el componente anormal de los ajustes por devengo sin que hasta la fecha exista un consenso generalizado sobre la validez de los modelos existentes. En el presente trabajo se lleva a cabo un análisis de los problemas estadísticos y econométricos asociados a la metodología de los ajustes por devengo anormales que se aplican de forma generalizada al contraste sobre earnings management. En las conclusiones se ponen de manifiesto las principales limitaciones asociadas con esta metodología así como posibles vías para mitigar los problemas de especificación y potencia que implican los modelos existentes.

Palabras clave: earnings management, ajustes por devengo discrecionales.

Código JEL: M41

ABSTRACT

During the nineties, the main issue in earnings management research has been focused on models' specification to estimate the abnormal component of accruals but today it does not exist a generalised consensus about current models. In this paper, we present an analysis of statistic and econometric problems associated with the methodology of abnormal accruals to test earnings management hypothesis. It is shown the main limitations associated with this methodology, and also it is proposed potential ways to mitigate problems of specification and power that imply current models.

Keywords: earnings management, abnormal accruals.

JEL Code: M41

1. INTRODUCCIÓN

Los organismos reguladores de la contabilidad han realizado un esfuerzo considerable en elaborar y desarrollar una serie de principios que permitan llevar a cabo una contabilidad que proporcione unos estados financieros que reflejen la imagen fiel del patrimonio y de los resultados de la empresa. No obstante, la contabilidad no es una ciencia exacta y permite cierto grado de discrecionalidad a los directivos. En este contexto, un aspecto crucial en el análisis de la información financiera son las posibles manipulaciones introducidas de forma discrecional por los directivos en la información que dan a conocer a los usuarios. Del estudio de las causas y consecuencias de las mencionadas manipulaciones se ocupa el *earnings management* que se ha erigido como una de las más fructíferas líneas de investigación en la literatura contable de las últimas tres décadas.

Siguiendo a Healy y Wahlen (1999), básicamente podemos considerar que el fenómeno del *earnings management* se da cuando los directivos emplean su propio juicio de forma discrecional en la elaboración de los estados financieros e incluso en la realización de determinadas transacciones, con el objetivo de influir en la percepción de los inversores o acreedores sobre el resultado económico subyacente o bien para influenciar en el sentido deseado el resultado de aquellos contratos basados en números contables¹. Efectivamente, el *earnings management* persigue dos grandes objetivos que constituyen las dos grandes líneas de investigación aplicada que se han desarrollado en la literatura contable. Por un lado, se plantea el *earnings management* derivado de la presión ejercida por los mercados de capitales como por ejemplo evitar pérdidas o resultados deprimidos, elevar resultados trimestrales, cumplir con los pronósticos de los analistas etc. Por otro lado, también se plantea el *earnings management* como resultado de circunstancias contractuales como pueden ser compensaciones salariales vinculadas a resultados, sectores regulados en los que la legislación puede generar incentivos a la manipulación del resultado contable para maximizar prestaciones y evitar sanciones, o incluso para evitar restricciones impuestas en cláusulas en los contratos de préstamo etc.

En general, en la investigación relacionada con el *earnings management*, las dificultades metodológicas son especialmente relevantes debido fundamentalmente a que los directivos, con una ventaja informativa crucial sobre los investigadores, tienen incentivos para disimular cualquier ajuste o manipulación que hayan aplicado al

¹ En Healy y Wahlen (1999) se dispone de un amplio comentario de la definición de *earnings management* presentada.

beneficio publicado. Ante esta importante desventaja, derivada de la asimetría informativa, los investigadores pueden potencialmente explotar el análisis estadístico de grandes muestras que les permita sacar conclusiones generales sobre dichas prácticas de forma que el diseño experimental empleado es de vital importancia para que la inferencia sea sólida. En este contexto se explica el amplio debate metodológico en torno a los contrastes de *earnings management* que ha estado presente durante la década de los noventa y que sigue candente en la actualidad.

Tradicionalmente se analizaba la elección de determinados criterios contables y los cambios en dichos criterios como indicadores de la dirección de beneficios. De hecho, el análisis de los cambios contables protagonizó la práctica totalidad de los estudios sobre *earnings management* hasta mediados de los ochenta². No obstante, este enfoque ha sido abandonado debido a la inexistencia de incentivos por parte de los directivos para escoger los cambios contables como instrumento de gestión de resultados.

Si se hace una referencia a la legislación española, en el artículo segundo del R.D. 1643/1990 de 20 de diciembre por el que se aprueba el Plan General de Contabilidad quedan establecidos los principios contables de obligado cumplimiento. Por tanto, las empresas están obligadas a cumplir, entre otros, con el principio de uniformidad donde queda claro que los cambios contables no son puramente discrecionales sino que deben estar motivados por un cambio en las condiciones económicas subyacentes, en cuyo caso, se debe informar explícitamente en memoria de la incidencia, tanto cuantitativa como cualitativa, de dicho cambio sobre las cuentas anuales. Con esta referencia se trata de poner de manifiesto el hecho de que la manipulación a través de los cambios contables se puede deshacer con relativa facilidad pues la información es pública y debe aparecer explícitamente en la memoria.

En este contexto, aunque los cambios contables puedan ser indicativos de *earnings management*, se trata de una opción sencilla de detectar y deshacer con lo que los directivos ven reducidos los incentivos a actuar por esta vía. Además, estos incentivos son mínimos si se trata de un *earnings management* orientado al mercado de capitales. Si admitimos la hipótesis de eficiencia, los usuarios de la información financiera de las empresas cotizadas son capaces de procesar correctamente toda la información públicamente disponible y de reajustar al instante sus expectativas, por lo que, en principio, no tienen razón de ser las manipulaciones basadas en cambios contables, ya que carecerían de contenido informativo. Además, en muchos casos los

² En Watts y Zimmerman (1986) se puede consultar una completa revisión de estos trabajos.

inversores no son usuarios directos de la información contable sino que progresivamente los analistas financieros van adquiriendo mayor protagonismo en los mercados y son ellos los que procesan la información contable publicada por las empresas y materializan dicha información, junto con diversos inputs adicionales tanto de carácter cuantitativo como cualitativo, en recomendaciones e informes que son con los que trabajan los inversores finales a la hora de tomar sus decisiones de inversión. Por tanto, si se asume un alto grado de formación financiera en los usuarios de la información contable desaparecen por completo los incentivos de los directivos para actuar sobre el resultado a través de prácticas explícitas y paralelamente cobran protagonismo las técnicas de manipulación del resultado que resultan opacas a los *outsiders*, creándose así un problema de *moral hazard*³.

En definitiva, considerar los cambios contables como un instrumento válido al servicio de la discrecionalidad de los directivos para influir en las percepciones de los usuarios de la información financiera es un argumento que carece de solidez si se asume un nivel mínimo de formación contable a la hora de procesar dicha información.

A mediados de los ochenta, con el trabajo de Healy (1985) se produjo un cambio rotundo en la hipótesis acerca de los instrumentos empleados por los directivos para gestionar el resultado con la puesta en escena de los denominados ajustes por devengo, definidos como la diferencia entre el resultado contable y el flujo de caja generado por las operaciones. La opacidad inherente a las manipulaciones basadas en los ajustes por devengo sitúan a esta nueva línea de investigación metodológica en un primer plano durante los años noventa. La cuestión clave en la metodología de los ajustes por devengo consiste en descomponer la variable observable ajustes por devengo totales, en dos componentes no observables que vendrían dados por su parte discrecional y su parte no discrecional. Una vez alcanzada dicha descomposición no es descabellado suponer que los cambios en el componente discrecional representan más una intención oportunista de los directivos para tratar de manipular los resultados que un cambio en las condiciones económicas exógenas. En nuestro país, esta metodología de ajustes por devengo discretionales se ha aplicado en los trabajos de Apellániz y Labrador (1995), Azofra, Castrillo y Delgado (2000) y Guill de Abornoz y Alcarria (2000).

A lo largo de la década de los noventa, la línea de investigación básica del *earnings management* ha girado en torno a la especificación modelos que permitan estimar el componente discrecional de los ajustes por devengo sin que hasta la fecha

³ Desde una perspectiva contractual, las situaciones de moral hazard o hidden actions se producen cuando una de las partes tiene el control sobre una acción que afecta a los flujos de caja futuros, no siendo observable por las otras partes del contrato.

exista un consenso generalizado sobre la validez de los modelos existentes. En la actualidad, estas cuestiones metodológicas siguen siendo un tema abierto sobre el que se requiere un esfuerzo investigador adicional que permita mejorar la especificación y potencia de los contrastes.

En este contexto, en el presente trabajo se plantea una revisión crítica de los diversos modelos de ajustes por devengo existentes en la literatura contable actual incidiendo en las consecuencias que pueden tener sobre los contrastes de *earnings management*. Con este planteamiento, el resto del trabajo se estructura en cinco apartados. En el segundo, se expone el marco conceptual en el que se inscriben los contrastes empíricos de *earnings management* poniendo de manifiesto las cuestiones estadísticas más relevantes relacionadas con el tema. A continuación, se plantea un recorrido por los diversos modelos de ajustes por devengo existentes en la actualidad analizándose las ventajas e inconvenientes de cada uno de ellos a la hora de llevar a cabo los contrastes de *earnings management*. En el cuarto apartado, se presenta una breve síntesis de diversos trabajos que han planteado una evaluación empírica de los modelos de ajustes por devengo para contrastar su validez. Por último, en el quinto se presentan las principales conclusiones que se pueden extraer del trabajo y se plantean futuras líneas de investigación en torno a la metodología de los ajustes por devengo.

2. MARCO ESTADÍSTICO DEL *EARNINGS MANAGEMENT*

Tal y como se apuntaba en el apartado anterior, los denominados ajustes por devengo son el eje central de los contrastes de *earnings management*. Dicha partida se define como la diferencia entre el resultado contable ordinario y el flujo de caja generado por las operaciones. Esto es:

$$TA_{it} = RC_{it} - CFO_{it}$$

Donde TA son los ajustes por devengo totales, RC es el resultado contable ordinario, CFO es el flujo de caja de las operaciones y los subíndices i y t hacen referencia a la empresa y al ejercicio respectivamente. De este modo se calcularían los ajustes por devengo totales de una forma directa. No obstante, en la práctica, dicha magnitud no se obtiene de forma directa ya que en muchos países no existe un estado de flujos de caja estandarizado que se tenga que elaborar obligatoriamente por las empresas. Esto provoca que los flujos de caja, además de no estar disponibles en

muchos casos, cuando está disponible no tiene porque estar calculado de la misma forma y por tanto no existe homogeneidad alguna. Por estos motivos, en todos los estudios sobre *earnings management* la variable ajustes por devengo totales se calcula indirectamente a través de los datos de los balances de situación normalizados consiguiendo así trabajar con datos homogéneos⁴.

Una vez se dispone de la magnitud ajustes por devengo totales (TA_{it}) se puede plantear una partición teórica en su componente discrecional (DA_{it}) y su componente no discrecional (NA_{it})⁵:

$$TA_{it} = DA_{it} + NA_{it} \quad [1]$$

En base a esta partición, los contrastes de *earnings management* se basan en el siguiente modelo⁶:

$$DA_{it} = \alpha + \beta PART_{it} + \epsilon_{it} \quad [2]$$

Donde DA_{it} son los ajustes por devengo discretionales (generalmente deflactados por el activo total retardado), $PART_{it}$ es una variable binaria que particiona la muestra en dos subgrupos tomando el valor 1 para las observaciones en las que el investigador espera a priori que exista *earnings management* y 0 para el resto, y ϵ_i es un término de error aleatorio. Dado que se ha establecido como categoría base a las observaciones en las que no se supone *earnings management*, α es el valor medio de los DA para las observaciones de la categoría base, y $\alpha+\beta$ es el valor medio de los DA del subgrupo de empresas para las que el investigador supone *earnings management*. Por tanto β mide la variación de los ajustes por devengo discretionales medios de un grupo respecto del otro. El término de error ϵ_i refleja la variación de los DA dentro de cada partición. La hipótesis nula de no existencia de *earnings management* como respuesta al estímulo identificado por el investigador será rechazada si el coeficiente estimado para la variable PART es estadísticamente significativo y tiene el signo esperado según el estímulo concreto planteado, ya que esto implicaría que por término medio existen mayores (si $\beta>0$) o menores (si $\beta<0$) ajustes por devengo discretionales en las empresas

⁴ En Collins y Hribar (1999) se muestra la implicación de calcular los accruals de una forma u otra.

⁵ En este mismo marco conceptual se puede inscribir el tratamiento de un accrual contable individual como puede ser el caso de la provisión por insolvencias. En McNichols y Wilson (1988) así como en Saurina (1999) se pueden consultar excelentes trabajos con dicho *accrual* individual.

⁶ En Boynton, Dobbins y Plesko (1992) y en Dechow, Sloan y Sweeney (1995) se pueden consultar generalizaciones de este modelo. No obstante, aquí se plantea esta especificación para poder abordar los problemas estadísticos más relevantes del *earnings management* sin complicar gratuitamente la notación.

en las que se planteaba la presencia de *earnings management* con respecto a la categoría base.

El punto de partida de la formulación estadística planteada por McNichols y Wilson (1988) viene dado por el hecho de que si un investigador trata de utilizar los DA como indicador de *earnings management* deberá diseñar un proxy para dicha variable (DAP) ya que los ajustes por devengo discrecionales (DA) en sí mismos no son observables. Por tanto el investigador trabajará con un proxy DAP que mide los DA con error (η):

$$DAP_{it} = DA_{it} + h_{it} \quad [3]$$

Si η se asume ruido blanco $h \sim (0, \mathbf{s}^2)$, los problemas se verían reducidos a un error de medida en la variable dependiente que sería absorbido por el residuo de la regresión sin generar problemas de endogeneidad. Sin embargo, la especificación que se dé a DAP determina η y por tanto este error de medida puede no ser un ruido blanco y provocar este tipo de problemas afectando a la especificación y/o potencia de los contrastes de *earnings management*. A continuación se demuestra como efectivamente la especificación que se dé a DAP influye en η :

Los ajustes por devengo discrecionales (DA) se pueden expresar como los ajustes por devengo totales (TA) menos los ajustes por devengo no discrecionales (NA). No obstante, dado que los NA no son observables el investigador se ve obligado a trabajar con una estimación de los mismos (NAEST). Por este motivo, no se consigue medir los DA sino aproximarlos a través de un DAP. Partiendo de la expresión [1] y omitiendo los subíndices para simplificar la notación tenemos que:

$$DA = TA - NA \Rightarrow DAP = TA - NAEST \quad [4]$$

El razonamiento que hay detrás de este procedimiento es el siguiente: De los dos componentes en que se particiona desde un punto de vista teórico a los ajustes por devengo totales bastaría con tratar de dar especificación a uno de ellos para obtener el otro. Ante esta cuestión, obviamente las posibilidades de éxito para el investigador pasan por modelizar el comportamiento del componente no discrecional ya que éste vendrá determinado por la normativa contable así como por las condiciones económicas en las que se encuentre la empresa. En definitiva, se puede decir que los ajustes por devengo no discrecionales no son observables en sí mismos pero dependen en su mayor grado de variables observables de forma que es factible su modelización. Por tanto, el

punto de partida para obtener un proxy de los ajustes por devengo discrecionales viene dado por una estimación de los ajustes por devengo no discrecionales que es precisamente el tema central en los denominados modelos de ajustes por devengo que se exponen en el siguiente apartado.

Una vez estimado NAEST y dada la definición anterior del DAP, implícitamente se está dando una especificación al error de medida η de la forma siguiente:

$$\mathbf{h} = DAP - DA = \underbrace{[(\cancel{DA} + NA) - NAEST]}_{\substack{TA \\ DAP}} - \cancel{DA} = NA - NAEST \quad [5]$$

Por tanto, el error de medida no tiene porque ser un ruido blanco sino que vendrá dado por el error de estimación que se cometa al tratar de aproximar la variable no observable NA. En definitiva, este error dependerá de cada modelo concreto que se especifique para la estimación del componente no discrecional de los ajustes por devengo.

En este contexto, la estimación del modelo estructural [2] que se planteaba anteriormente para contrastar la presencia de *earnings management* en un determinado grupo de empresas no es factible por el hecho de que la variable dependiente DA no es observable. Lo que se observa es DAP y por tanto el modelo que realmente se estima es el siguiente:

$$DAP = \mathbf{a}^* + \mathbf{b}^* PART + \mathbf{e}^* \quad [6]$$

El modelo teórico [2] se puede reescribir en términos del DAP de la siguiente forma:

$$\underbrace{(DAP - \mathbf{h})}_{DA} = \mathbf{a} + \mathbf{b}PART + \mathbf{e} \Rightarrow DAP = \mathbf{a} + \mathbf{b}PART + \underbrace{\mathbf{h} + \mathbf{e}}_w$$

El error de medida en la variable dependiente podría ser absorbido por la perturbación del modelo. No obstante, dado que dicho error de medida no es un ruido blanco incorrelacionado sino que tiene una estructura inducida por el diseño del DAP, el hecho de no aparecer como variable explicativa puede provocar problemas de endogeneidad. Por tanto, en términos del DAP tenemos los siguientes modelos:

Modelo estructural [2]: $DAP = \mathbf{a} + \mathbf{b}PART + \mathbf{h} + \mathbf{e}$

Modelo estimado [6]: $DAP = \mathbf{a}^* + \mathbf{b}^* PART + \mathbf{e}^*$

La relación entre los coeficientes de la variable PART en uno y otro modelo vendrá dada por la siguiente expresión:

$$E(\mathbf{b}^*) = \mathbf{b} + P_{h,PART} \mathbf{1}$$

Donde 1 es el coeficiente de la variable omitida en el modelo [2] original, y $P_{\eta,PART}$ es el vector de coeficientes estimados por mínimos cuadrados ordinarios al regresar la variable omitida (η) sobre la no omitida (PART). En este caso, al ser $k_1=k_2=1$, $P_{\eta,PART}$ es un escalar que presentará la forma siguiente:

$$P_{h,PART} = \frac{\sum \mathbf{h} \cdot PART}{\sum PART^2} = \frac{Cov(\mathbf{h}, PART)}{Var(PART)} = \frac{\mathbf{r}_{h,PART} \mathbf{s}_h \cancel{\mathbf{s}_{PART}}}{\cancel{\mathbf{s}_{PART}}^2} = \mathbf{r}_{h,PART} \frac{\mathbf{s}_h}{\mathbf{s}_{PART}}$$

Por tanto, la esperanza del coeficiente que realmente estima un investigador al tratar de contrastar la existencia de *earnings management* a través del modelo [6] es la siguiente:

$$E(\mathbf{b}^*) = \mathbf{b} + \mathbf{r}_{h,PART} \frac{\mathbf{s}_h}{\mathbf{s}_{PART}}$$

En definitiva, β^* es un estimador sesgado del verdadero parámetro β cuando el error de medida del DAP y la variable de partición PART están correlacionadas. Este problema se ve agravado cuando NAEST es una estimación imprecisa de NA (\mathbf{s}_h grande). El sesgo también aumenta cuando \mathbf{s}_{PART} disminuye, sugiriendo *ceteris paribus* que, cuando las observaciones estén bastante dispersas en torno a la partición, el sesgo será menos problemático. En definitiva, si existe sesgo en la estimación del coeficiente de la variable asociada a la partición, entonces el investigador puede observar valores de β^* distintos de cero incluso cuando no existe realmente *earnings management* ($\beta=0$). Esto puede provocar dos situaciones distintas que describen perfectamente Dechow, Sloan y Sweeney (1995):

- a) Si el *earnings management* que se ha supuesto que causaba la variable PART no tiene lugar, es decir, el verdadero coeficiente β de la variable PART en el modelo [2] es cero, y las variables omitidas están correlacionadas con PART, entonces el coeficiente estimado para PART estará sesgado hacia fuera de cero

aumentando así la probabilidad de error tipo I. Por tanto, se trataría de un problema de especificación ya que se atribuye de forma incorrecta el *earnings management* al estímulo representado por PART.

b) Si el *earnings management* que se suponía que causaba PART tiene lugar y la correlación entre μ y PART es de signo contrario al del verdadero coeficiente de la variable PART, entonces la estimación de dicho coeficiente estará sesgada hacia cero. Esto aumentará la probabilidad de no rechazar la hipótesis nula cuando realmente es falsa (error tipo II) y por tanto reducirá la potencia del contraste.

El sesgo provocado por el error de medida en la estimación del coeficiente de la variable de partición se puede reescribir de la siguiente forma:

$$sesgo = r_{h,PART} \frac{S_h}{S_{PART}} = \underbrace{r_{TAPART} \frac{S_{TA}}{S_{PART}}}_{(1)} - \underbrace{r_{DAPART} \frac{S_{DA}}{S_{PART}}}_{(2)} - \underbrace{r_{NAESTPART} \frac{S_{NAEST}}{S_{PART}}}_{(3)} \quad [7]$$

En esta expresión se puede comprobar que si la correlación entre TA y PART está determinada casi en su totalidad por el componente discrecional, o por eventos que son controlados en la estimación de los NA, entonces el sesgo no será excesivamente problemático ya que el término (1) se verá compensado por (2) y (3). Sin embargo, si dicha correlación se debe en mayor medida a circunstancias económicas no controladas en la estimación de NAEST, entonces los test estarán sesgados al no producirse la compensación señalada más arriba. Por tanto, los modelos de ajustes por devengo tienen una incidencia crucial en los posteriores contrastes de *earnings management*.

Además del sesgo, McNichols y Wilson (1988) señalan que incluso cuando no existe correlación entre el error de medida y la variable de partición, pese a que las estimaciones serán insesgadas, la potencia del contraste se verá negativamente afectada. Efectivamente, la estimación de la varianza del término de error $S_{e^*}^2$ estará sesgada al alza independientemente de la ortogonalidad entre los regresores. Por tanto, aunque el estimador del beta sea insesgado, la estimación de su varianza estará sesgada al alza. Consecuentemente, el estadístico de contraste estará infraestimado aumentando así la probabilidad de no rechazar la hipótesis nula de no *earnings management* cuando es falsa, es decir, aumentando la probabilidad de error tipo II y reduciendo la potencia del contraste.

3. PANORÁMICA DE LOS MODELOS DE AJUSTES POR DEVENGO

En el apartado anterior se ha puesto de manifiesto la importancia de obtener buenas estimaciones del componente no discrecional de los ajustes por devengo para así atenuar los problemas ocasionados por el error de medida en el proxy de los ajustes por devengo discretionales. A la hora de obtener dichas estimaciones aparecen los denominados modelos de ajustes por devengo que tratan de modelizar el comportamiento de dicha variable en ausencia de discrecionalidad contable, es decir, tratan de explicar la parte de los ajustes por devengo que se debe a motivos objetivos como pueden ser la normativa contable y las condiciones económicas en las que opere la empresa. La parte no explicada se considerará discrecional y proporcionará una medida de *earnings management* pues una variación en dicho componente representará más un esfuerzo de los directivos para tratar de manipular los resultados que un cambio en las condiciones económicas exógenas. A continuación se presentan los modelos de ajustes por devengo más relevantes que han ido apareciendo en la literatura contable desde el trabajo seminal de Healy (1985).

3.1. Modelo de Healy (1985)

El trabajo de Healy (1985) es el primero que pone en tela de juicio el empleo de los cambios contables como medida de *earnings management* y emplea en su lugar los denominados ajustes por devengo. En este trabajo se parte de asumir la hipótesis de que los directivos cuyo salario está vinculado a la obtención de un determinado nivel de resultados tienen incentivos para actuar de manera oportunista y manipular el resultado contable. En este trabajo se definen tres regiones en las que se pueden situar los resultados en función de los planes de remuneración a los directivos. En una primera región, estarían las empresas con un resultado por debajo del mínimo para la obtención del *bonus* por sus directivos y, por tanto, existen incentivos de manipulación al alza. En una segunda región, estarían las empresas cuyos resultados se sitúan entre el mínimo y el máximo de forma que siguen existiendo incentivos de manipulación al alza pues con ello aumentaría el *bonus*. Por último, en una tercera región, estarían las empresas cuyos resultados ya han rebasado el máximo para la obtención del *bonus* de forma que existen incentivos de manipulación a la baja pues dicho exceso no les reporta bonificación alguna a los directivos y prefieren reservar dichos beneficios para futuros ejercicios. En función de la pertenencia de las empresas a las mencionadas regiones se forman tres carteras y se comparan las medias de los ajustes por devengo totales (deflactados por el activo total) entre dichas carteras. En este primer trabajo no aparece explícitamente un modelo de estimación para el componente no discrecional de los ajustes por devengo

pues se toman los ajustes por devengo totales como proxy para los ajustes por devengo discrecionales. No obstante, siguiendo a Dechow, Sloan y Sweeney (1995), la metodología de Healy es equivalente a tratar al grupo de observaciones de la cartera superior como “periodo de estimación” y a la cartera inferior (o media en su caso) como “periodo de evento”. La media de los ajustes por devengo totales del “periodo de estimación” representa en ese caso la referencia estimada para el componente no discrecional. Esto implica el siguiente modelo para los ajustes por devengo no discrecionales:

$$NAEST_t = \frac{\sum TA_t}{T} \quad [8]$$

Donde $NAEST_t$: ajustes por devengo no discrecionales (deflactados) estimados para el periodo de evento τ , TA : ajustes por devengo totales deflactados por el activo retardado, t : 1,2,...,T subíndice para los años (observaciones) incluidos en el “periodo de estimación”, y τ subíndice indicando un año del “periodo de evento”.

Esta formulación del contraste planteado por Healy (1985) ha sido interpretada incorrectamente por muchos autores pues no se trata de una media en serie temporal que emplee datos específicos para cada empresa. Lo que planteó Healy (1985) fue un contraste de diferencia de medias entre pares de carteras y lo que plantean Dechow, Sloan y Sweeney (1995) es tratar a las observaciones de una de las carteras como “periodo de estimación” y a la otra como “periodo de evento”. Por tanto, no se debe interpretar como un modelo de expectativas sobre el que establecer paralelismos con *firm-specific models* que sí que emplean observaciones en serie temporal para cada empresa en concreto para establecer referencias. Esto implica que el planteamiento de Healy es metodológicamente distinto de los restantes modelos que posteriormente abordaremos que sí son modelos de expectativas.

Para analizar la validez de la metodología de Healy (1985), estos contrastes de medias se pueden encuadrar en el modelo [6] presentado en el apartado anterior tomando como DAP a los ajustes por devengo totales y fijando el valor cero en la variable PART en las empresas con signo esperado positivo para los ajustes por devengo y uno en caso contrario. El contraste del coeficiente de la variable de partición proporcionará en definitiva un contraste de la diferencia de medias entre ambos grupos siendo negativo el signo esperado para el coeficiente β . En este contexto, al no existir una estimación separada del componente NAEST, el error de medida del DAP viene dado por los NA. Obviamente, si se toman como discrecionales los ajustes por devengo

totales el error que se está cometiendo es tomar como discretos a los ajustes por devengo no discretos. Esto es,

$$h = DAP - DA = \underbrace{[DA + NA]}_{DAP=TA} - DA = NA$$

Este error de medida, además de sesgar al alza la desviación típica estimada del coeficiente β provocando una caída en la potencia del contraste, puede provocar un error de especificación grave ante la más que probable correlación entre η y la variable de partición, como ya ha sido razonado. En efecto, el propio Healy (1985) reconoce que los ajustes por devengo no discretos están correlacionados con los flujos de caja (CFO) que son la medida en base a la cual se construyen las carteras. Si se retoma la expresión [7] del apartado anterior, al tener una correlación entre los ajustes por devengo y la variable de partición determinada principalmente por circunstancias económicas no controladas en la estimación de NAEST, entonces no se produce compensación alguna entre sesgos y se agrava el problema de especificación. Precisamente, Kaplan (1985) realiza una revisión crítica del trabajo de Healy y apunta como una de las principales limitaciones de la metodología empleada el no tener en cuenta las condiciones económicas a la hora de establecer una referencia para el componente no discrecional de los ajustes por devengo, ya que lo que puede ser interpretado como *earnings management* pudiera ser simplemente un cambio operado en los ajustes por devengo como consecuencia de modificaciones operadas en el entorno del negocio, generándose así un error tipo I. Los modelos posteriores han intentado superar esta notable limitación controlando los cambios operados en las circunstancias económicas de las empresas.

3.2. Modelo de DeAngelo (1986)

En el trabajo de DeAngelo (1986) se apunta que los ajustes por devengo no discretos pueden ser muy elevados y sistemáticamente negativos para un gran número de compañías, incluso en ausencia de manipulación⁷. En este caso, la observación empírica de unos ajustes por devengo totales negativos podría llevar a la errónea inferencia de que los directivos han manipulado a la baja la cifra de beneficios, cuando la explicación correcta pudiera ser que los ajustes por devengo totales

⁷ En Kaplan (1985) ya se apuntaba que el componente más importante de los accruals totales es la amortización, cuyo importe es negativo y en su mayor parte no discrecional. Adicionalmente, para el mercado estadounidense Healy (1983) detectó que los accruals totales eran negativos en la mayoría de los casos incluso en ausencia de incentivos para el earnings management.

normalmente contienen una parte no discrecional de signo negativo. Por tanto, se descarta la posibilidad de emplear los ajustes por devengo totales como proxy de los ajustes por devengo discrecionales y se plantea la necesidad que ya apuntaba Kaplan (1985) de desarrollar una referencia para los ajustes por devengo “normales” o no discrecionales. A estos efectos, la autora toma los ajustes por devengo totales en el periodo previo como referencia de lo que habrían sido los ajustes por devengo totales en el periodo actual en ausencia de manipulación. Por tanto, estima el importe total de la manipulación (“ajustes por devengo anormales”) como el cambio en los ajustes por devengo totales.

$$(TA_t - TA_{t-1}) = (DA_t - DA_{t-1}) + (NA_t - NA_{t-1}) \quad [9]$$

En base a esta medida de ajustes por devengo anormales se contrasta si por término medio son significativamente negativos. Este hecho sería interpretado como evidencia de una sistemática manipulación a la baja de los resultados contables. No obstante, si atendemos a la expresión [9] anterior, se ha de tener en cuenta que esta interpretación se apoya en la hipótesis de que el cambio medio en los ajustes por devengo no discrecionales ($NA_t - NA_{t-1}$) es aproximadamente cero, de forma que una caída media significativa en los ajustes por devengo totales reflejaría una caída media significativa en los ajustes por devengo discrecionales ($DA_t - DA_{t-1}$) y, por tanto, vendría dada por una actuación deliberada por parte de los directivos.

En definitiva, DeAngelo (1986) contrasta la existencia de *earnings management* calculando las primeras diferencias de los ajustes por devengo totales (TA) y asumiendo que dichas diferencias tienen un valor esperado cero bajo la hipótesis nula de no existencia de *earnings management*. Este modelo emplea los TA (deflactados) del periodo anterior como medida estimada de los ajustes por devengo no discrecionales:

$$NAEST_t = TA_{t-1}$$

En otros términos, el modelo de generación de ajustes por devengo normales que está asumiendo DeAngelo (1986) viene dado por un proceso autorregresivo de primer orden con coeficiente igual a uno, es decir, un paseo aleatorio. Este mismo modelo que asume que los ajustes por devengo totales siguen un paseo aleatorio es seguido por Liberty y Zimmerman (1986).

$$TA_t = TA_{t-1} + u_t$$

Donde $u_t \sim iid(0, \mathbf{s}^2)$. En este contexto $E_{t-1}(TA_t) = TA_{t-1}$ es decir, la esperanza condicionada a toda la información conocida hasta t-1 de los ajustes por devengo totales en t no es más que los ajustes por devengo totales en t-1 dado que la esperanza de los residuos es cero.

En el planteamiento de DeAngelo se asume implícitamente que en t-1 no hay manipulación del resultado. Precisamente, uno de los problemas de este modelo vendría dado por el hecho de que el investigador no conoce cuanto tiempo antes se plantean los directivos la operación que se asume como estímulo para el *earnings management* y, por tanto, los ajustes por devengo totales tomados como referencia podrían estar ya manipulados. En ese caso, la referencia estaría sesgada a la baja y el cambio en los ajustes por devengo totales no reflejaría toda la magnitud de la manipulación de los directivos en ese año. Esto provocaría un sesgo positivo en los ajustes por devengo anormales que iría en contra de la hipótesis alternativa de manipulaciones a la baja en los resultados y por tanto reduce la potencia del contraste de *earnings management*⁸.

Una característica común de los modelos de Healy (1985) y de DeAngelo (1986) es que ambos se basan en los ajustes por devengo totales para calcular el valor normal o esperado del componente no discrecional. Si los ajustes por devengo no discrecionales (NA) son constantes en el tiempo y los discretos tienen media cero en el periodo de estimación, entonces ambos modelos medirán los NA sin error. No obstante, si los NA cambian en el tiempo, entonces ambos modelos tienden a medir los NA con error. No obstante, el supuesto de que los NA son constantes es poco probable que se pueda mantener en la práctica. Kaplan (1985) señala que la naturaleza de la contabilidad basada en el devengo provoca intrínsecamente que el nivel de los NA debe cambiar en respuesta a cambios en las circunstancias económicas que afecten a la empresa. Si no se modeliza correctamente el impacto de las circunstancias económicas en los NA se estarán omitiendo variables relevantes y por tanto aumentarán las desviaciones típicas reduciendo la potencia del contraste. Adicionalmente, si las empresas examinadas están sistemáticamente experimentando circunstancias económicas anormales, entonces el no modelizar correctamente el impacto de las circunstancias económicas en los NA provocará estimaciones sesgadas del coeficiente de la variable de partición. En este caso, la correlación provoca errores de especificación en los contrastes.

⁸ En un contexto en el que se esperen manipulaciones al alza el razonamiento sería simétrico con una referencia sesgada al alza y por tanto unos accruals anormales sesgados a la baja que van en contra del rechazo de la hipótesis nula (baja potencia).

3.3. Modelo de Industria (1991)

Dechow y Sloan (1991) relajan el supuesto de que el componente no discrecional de los ajustes por devengo es constante en el tiempo. Sin embargo, en lugar de intentar modelizar directamente los determinantes de los NA, asumen que la variación de los NA es común para las empresas pertenecientes a un mismo sector. El modelo originariamente propuesto por Dechow y Sloan (1991) es el siguiente:

$$\frac{TA_{it} - TA_{it-1}}{Vtas_{it-1}} = \mathbf{a} + \mathbf{d}_1 Index_{m(i)t} + \sum_{j=1}^2 \mathbf{b}_j X_j + \mathbf{e}_{it}$$

Donde, TA_{it} : *accruals* totales para la empresa i en el ejercicio t , $Vtas_{it}$: ventas de la empresa i en el ejercicio t , $Index_{m(i)t}$: media sectorial de la variable dependiente ponderada por el valor de mercado de las empresas, X_j : variable binaria de partición y término de interacción y \mathbf{e}_{it} : término de error aleatorio

En esta formulación original, el contraste de los coeficientes β_j permite contrastar la hipótesis de que los ajustes por devengo anormales de la empresa i difieren de la media ponderada del sector para las empresas en las que se identifica el estímulo asociado al *earnings management*. No obstante, este no ha sido el modelo al que se ha hecho referencia como modelo de industria en posteriores estudios sobre *earnings management*. Con la denominación modelo de industria se suele identificar el posterior modelo que los mismos autores formularon haciendo referencia al anterior. Efectivamente, en Dechow, Sloan y Sweeney (1995) se hace referencia al modelo de industria desarrollado por Dechow y Sloan (1991) presentando la siguiente especificación:

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \mathbf{g}_{1i} + \mathbf{g}_{2i} MEDIAN_{j \neq i} \left(\frac{TA_{jt}}{A_{jt-1}} \right) + \mathbf{e}_{it} \quad [10]$$

Donde, TA_{it} : ajustes por devengo totales de la empresa i en el ejercicio t , A_{it-1} : activo total de la empresa i en el año t , $MEDIAN$. mediana sectorial de la variable dependiente y \mathbf{e}_{it} : término de error aleatorio.

Estimando el modelo [10] anterior se obtendrán parámetros sectoriales que en una segunda fase serán empleados para estimar los ajustes por devengo no discrecionales de cada empresa bajo el supuesto de que la variación de los NA es uniforme para las empresas pertenecientes a un mismo sector. Esto es:

$$NAEST_{it} = \hat{g}_{1i} + \hat{g}_{2i} MEDIAN_{j \neq i} \left(\frac{TA_{jt}}{A_{jt-1}} \right)$$

Donde, $NAEST_{it}$: ajustes por devengo no discrecionales deflactados estimados para la empresa i en el periodo de evento τ , $MEDIAN$: mediana sectorial de los ajustes por devengo totales del periodo de evento τ deflactados por el activo total retardado y $\hat{g}_{1i}, \hat{g}_{2i}$ son los coeficientes estimados del modelo [10].

Este modelo rompe con el restrictivo supuesto de que los ajustes por devengo no discrecionales tengan que ser constantes en el tiempo tal y como asumían los trabajos anteriores de Healy (1985) y DeAngelo (1986). No obstante, los propios autores asumen en Dechow, Sloan y Sweeney (1995) que la capacidad del modelo de industria para mitigar el error de medida de los acruals discrecionales gira básicamente en torno a dos factores:

Por un lado, el modelo de industria sólo elimina la variación en los NA que es común a todas las empresas del mismo sector. Si los cambios en los NA reflejan principalmente respuestas a cambios en circunstancias específicas de cada empresa, entonces el modelo de industria no extraerá todos los NA del DAP. Esto puede provocar problemas de especificación en los contrastes pues la variable omitida η y la variable de partición estarán correlacionadas en aquellos casos en los que el estímulo analizado vaya asociado con resultados especialmente elevados o deprimidos, es decir, con comportamientos singulares de cada compañía.

Por otro lado, el modelo de industria elimina la variación en los DA que está correlacionada para todas las empresas del mismo sector. Bajo estas condiciones, el error de medida del DAP estará negativamente correlacionado con el DAP provocando que el coeficiente de la variable de partición esté sesgado hacia cero y, por tanto, reduciendo la potencia del contraste. La gravedad de este problema depende del grado en que el estímulo de *earnings management* analizado esté correlacionado entre las empresas pertenecientes al mismo sector, que es inobservable.

3.4. Modelo de Jones (1991)

Para relajar el supuesto de que el componente no discrecional de los ajustes por devengo tenga que ser constante, Jones (1991) presenta el siguiente modelo de expectativas que controla los cambios en las circunstancias económicas de la empresa en la línea propuesta por Kaplan (1985):

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = a_i \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + b_{1i} \left(\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} \right) + b_{2i} \left(\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right) + e_{it} \quad [11]$$

Donde, TA_{it} : ajustes por devengo totales en el año t para la empresa i, A_{it-1} : activo total de la empresa i al inicio del año t, ΔREV_{it} : ventas del año t menos ventas del año t-1 para la empresa i, PPE_{it} : volumen de activos brutos depreciables en el año t para la empresa i, e_{it} : término de error del año t para la empresa i, $i= 1, \dots, N$ índice de empresas y $t= 1, \dots, T$ índice de años que forman el periodo de estimación.

Los ajustes por devengo totales incluyen cambios en cuentas integrantes del capital circulante, como las cuentas a cobrar, cuentas a pagar e inventarios, y los cambios en estas cuentas dependen en cierta medida de los cambios en las ventas⁹. La presencia del cambio en la cifra de negocios como variable explicativa en el modelo [11] tiene por objeto controlar precisamente estos cambios, asumiendo por tanto que los cambios el capital circulante que no vienen dados por cambios en el nivel de actividad se deben al ejercicio de la discrecionalidad contable de los directivos. El signo esperado para esta variable no está claro ya que un cambio positivo en las ventas puede provocar aumentos en cuentas que afectan positivamente al capital circulante (ej. cuentas a cobrar) y también en cuentas que le afectan negativamente (ej. cuentas a pagar). Tal vez sería interesante analizar el signo de esta variable fraccionando la muestra por sectores pues en empresas industriales tradicionales con un nivel de capital circulante óptimo positivo, es de esperar que el signo de β_1 sea positivo, mientras que para empresas con un capital circulante óptimo negativo, como por ejemplo las grandes superficies, es de esperar que el signo de β_1 sea negativo.

La variable nivel de inmovilizado depreciable, se incluye como variable explicativa para controlar la porción de los ajustes por devengo totales relacionada con

⁹ Obviamente, estos cambios se pueden producir para un nivel de ventas constante debido a cambios en políticas reales de la empresa. Por tanto, para hacer abstracción de las políticas reales se debe añadir el supuesto de que son invariables durante el periodo de estudio y centrarse que las variaciones no determinadas por cambios en la cifra de negocios vienen dadas por la discrecionalidad de los directivos.

la parte no discrecional de la amortización. El signo esperado para el coeficiente β_2 asociado a esta variable es claramente negativo ya que un aumento del inmovilizado depreciable implica un aumento de las amortizaciones que son un componente negativo de los ajustes por devengo. En diversos estudios posteriores, la amortización no se ha incluido en la variable dependiente y por tanto no aparece el nivel de inmovilizado como variable explicativa al considerar que la amortización no es un componente discrecional de los ajustes por devengo.

Con esta especificación Jones (1991) estima los ajustes por devengo discretos como el error de predicción del modelo de expectativas [11] comentado anteriormente. Es decir, el modelo de ajustes por devengo no discretos propuesto es el siguiente:

$$NAEST_{it} = \hat{a}_i \left(\frac{1}{A_{t-1}} \right) + \hat{b}_{1i} \left(\frac{\Delta REV_{it}}{A_{t-1}} \right) + \hat{b}_{2i} \left(\frac{PPE_{it}}{A_{t-1}} \right)$$

Donde $NAEST_{it}$ son los ajustes por devengo no discretos deflactados estimados para la empresa i en el periodo de evento τ para el que se hace la predicción, y \hat{a}_i , \hat{b}_{1i} , \hat{b}_{2i} son los coeficientes estimados del modelo [11] con datos del periodo de estimación.

Este modelo ha sido el más empleado en la investigación contable y constituye el primer intento para controlar el efecto que los cambios en las condiciones económicas tienen sobre los ajustes por devengo. No obstante, se pueden señalar diversas limitaciones que afectan a los contrastes de *earnings management*:

Los coeficientes \hat{a}_i , \hat{b}_{1i} , y \hat{b}_{2i} se estiman empleando la serie de datos más larga disponible antes del año -1 (siendo $\tau=0$ el año de evento) para cada empresa. Se ha de tener en cuenta que se está asumiendo que la relación entre los ajustes por devengo no discretos y las variables explicativas del modelo es estacionaria. Cuanto más larga sea la serie tomada en la estimación, mejor será la eficiencia de los estimadores, aunque mayor es la probabilidad de que exista un cambio estructural a lo largo del periodo de estimación. En cualquier caso, asumiendo que los coeficientes sean estacionarios, al exigir un mínimo de observaciones, los trabajos que emplean el modelo de Jones sufren un importante sesgo de supervivencia¹⁰. Ante estos inconvenientes provocados por la

¹⁰ Obviamente, estos inconvenientes de estacionariedad y sesgo de supervivencia afectan a todo modelo de expectativas y no sólo al modelo de Jones.

estimación en serie temporal, han aparecido posteriores versiones *cross-section* del modelo de Jones, como DeFond y Jiambalvo (1994) y Subramanyan (1996), que permiten relajar el supuesto de estacionariedad en los coeficientes y mitigan un notable sesgo de supervivencia.

Por último, el modelo de Jones está asumiendo que tanto la cifra de negocios como los activos fijos depreciables no están manipulados. La propia autora reconoce en su trabajo en una nota a pie de página que una de las limitaciones de su modelo viene dada por el supuesto implícito de que las ventas no son discrecionales. Si el *earnings management* se ejerce a través de las ventas, desplazándolas a ejercicios posteriores, anticipándolas, o más burdamente, ocultándolas, entonces el modelo de Jones estará eliminando del DAP una parte que debía considerarse como discrecional y, sin embargo, al ser captada por uno de los regresores no aparece en el residuo, o en su caso, en el error de predicción. En otros términos, siguiendo a Dechow, Sloan y Sweeney (1995), el modelo de Jones ortogonaliza los ajustes por devengo totales con respecto a las ventas y por tanto elimina este componente discrecional provocando que la estimación del coeficiente de la variable de partición esté sesgado hacia cero. Por tanto, en caso de que se haya ejercido discrecionalidad en la contabilización de las ventas, o más generalmente, de los componentes de la cifra de negocios, los posteriores contrastes de *earnings management* tendrán una potencia muy reducida, siendo incapaces de detectar la manipulación operada en la cifra de negocios.

3.5. Modelo de Cahan (1992)

El trabajo de Cahan (1992) se basa en el modelo de Jones pero no se plantea un análisis en serie temporal sino que agrupa las observaciones en una serie longitudinal de datos año-empresa. Con estos datos, el modelo puede captar un efecto temporal que sería común para todas las empresas en cada año y que diferiría entre años, y un efecto empresa que sería el mismo para cada empresa en concreto a lo largo de todos los años y que diferiría entre empresas. Estos efectos se introducirán en el modelo de Jones (1991) a través de variables binarias con el objeto principal de reducir el impacto de las variables omitidas que serían captadas en parte por los efectos temporal y empresa. El modelo propuesto por Cahan (1992) es el siguiente:

$$\begin{aligned} \frac{TA_{it}}{A_{it}} &= \mathbf{b}_0 \left(\frac{1}{A_{it}} \right) + \mathbf{b}_1 \left(\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it}} \right) + \mathbf{b}_2 \left(\frac{PPE_{it}}{A_{it}} \right) \\ &+ \mathbf{b}_3 YR_{i1} + \mathbf{b}_4 YR_{i2} + \dots + \mathbf{b}_{T+2} YR_{iT} \\ &+ \mathbf{b}_{T+3} FIRM_{1t} + \mathbf{b}_{T+4} FIRM_{2t} + \dots + \mathbf{b}_{T+N+2} FIRM_{Nt} \\ &+ \mathbf{e}_{it} \end{aligned}$$

Donde, TA_{it} : ajustes por devengo totales en el año t para la empresa i, ΔREV_{it} : ventas del año t menos ventas del año t-1 para la empresa i, PPE_{it} : volumen de activos brutos depreciables en el año t para la empresa i, A_{it} : activo total de la empresa i en el año t, YR_{it} : dummy que toma el valor 1 para el año t y 0 para el resto, $FIRM_{it}$: dummy que toma el valor 1 para la empresa i y 0 para el resto, \mathbf{e}_{it} : término de error del año t para la empresa i, $i= 1, \dots, N$ índice de empresas y $t= 1, \dots, T$ índice de años.

Las variables efecto empresa y efecto temporal combinadas definen un único intercepto que varía para cada observación empresa-año. Por tanto el modelo se puede expresar del siguiente modo:

$$\frac{TA_{it}}{A_{it}} = \mathbf{a}_{it} + \mathbf{b}_0 \left(\frac{1}{A_{it}} \right) + \mathbf{b}_1 \left(\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it}} \right) + \mathbf{b}_2 \left(\frac{PPE_{it}}{A_{it}} \right) + \mathbf{e}_{it} \quad [12]$$

Donde,

$$\mathbf{a}_{it} = \underbrace{\mathbf{b}_3 YR_{i1} + \mathbf{b}_4 YR_{i2} + \dots + \mathbf{b}_{T+2} YR_{iT}}_{\text{Efecto temporal}} + \underbrace{\mathbf{b}_{T+3} FIRM_{1t} + \mathbf{b}_{T+4} FIRM_{2t} + \dots + \mathbf{b}_{T+N+2} FIRM_{Nt}}_{\text{Efecto empresa}}$$

Este modelo se puede considerar como una versión del modelo de Jones (1991) en el que se mejora sensiblemente la estimación de los coeficientes ya que el intercepto específico de cada observación puede captar parte de las variables omitidas en el modelo original y, por tanto, mitiga el sesgo en la estimación posterior del coeficiente indicativo de *earnings management*.

3.6. Modelo de Boynton, Dobbins y Plesko (1992)

En la misma línea que el trabajo anterior, Boynton, Dobbins y Plesko (1992) se basan en el modelo de Jones (1991) para desarrollar una versión propia que mejore la estimación del componente no discrecional de los ajustes por devengo y que, por tanto, mitigue los problemas ocasionados por el error de medida que se apuntaban en el apartado segundo del presente trabajo. El modelo presentado por estos autores es el siguiente:

$$\begin{aligned} \left(\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - m_{\frac{TA}{A},i} \right) &= b_1 \left(\frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} - m_{\frac{\Delta REV}{A},i} \right) + b_2 \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} - m_{\frac{PPE}{A},i} \right) + \\ b_3 \left(\frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} - m_{\frac{\Delta REV}{A},i} \right) &LARGE + b_4 \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} - m_{\frac{PPE}{A},i} \right) LARGE + \\ b_5 \left(\frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} - m_{\frac{\Delta REV}{A},i} \right) &SMALL + b_6 \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} - m_{\frac{PPE}{A},i} \right) SMALL + e_{i,t} \end{aligned}$$

Donde, TA_{it} : ajustes por devengo totales en el año t para la empresa i, A_{it-1} : activo total de la empresa i al inicio del año t, ΔREV_{it} : ventas del año t menos ventas del año t-1 para la empresa i, PPE_{it} : volumen de activos brutos depreciables en el año t para la empresa i, $LARGE$: variable binaria que toma el valor 1 para las empresas grandes de cada sector y cero para el resto, $SMALL$: variable binaria que toma el valor 1 para las empresas pequeñas de cada sector y cero para el resto, $\mu_{X,i}$: media de la variable X para la empresa i en el periodo de estimación, e_{it} : término de error del año t para la empresa i, $i=1,\dots,N$ índice de empresas y $t=1,\dots,T_i$ índice de años que forman el periodo de estimación.

Los ajustes por devengo totales deflactados se regresan contra el cambio en las ventas deflactado, el nivel de inmovilizado depreciable deflactado y las variables binarias $LARGE$ y $SMALL$ como términos de interacción con las anteriores¹¹. La regresión se estima para cada sector agrupando las observaciones en datos año-empresa. Para controlar por los efectos concretos de cada empresa, se emplean los datos en desviaciones de cada observación de la empresa respecto de su media específica en serie temporal durante el periodo de estimación.

¹¹ El modelo introduce tantas dummies como categorías por lo que es necesaria la ausencia del intercepto para evitar multicolinealidad exacta.

La regresión en desviaciones no tiene un intercepto explícito, en su lugar la media específica de cada empresa actúa como intercepto específico. Por tanto, una vez estimado el modelo anterior en el periodo de estimación, la media específica para cada empresa en dicho periodo de los ajustes por devengo totales deflactados, junto con los coeficientes sectoriales estimados se emplean para predecir el componente no discrecional de los ajustes por devengo en el periodo de evento. La fórmula general para la empresa i en el año de evento τ es la siguiente:

$$NAEST_{i,t} = \frac{m_{TA,i}}{A_{i,t-1}} + (\hat{b}_1 + \hat{b}_3LARGE + \hat{b}_5SMALL) \frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} + (\hat{b}_2 + \hat{b}_4LARGE + \hat{b}_6SMALL) \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}}$$

Por tanto, estamos ante una nueva versión del modelo de Jones (1991) en la que, en lugar de emplear coeficientes específicos para cada empresa, se emplean interceptos específicos y coeficientes sectoriales en los que se permite variación entre empresas grandes y pequeñas.

3.7. Modelo de DeAngelo Modificado (1994)

Friedlan (1994) se plantea el contraste de *earnings management* cuando la disponibilidad de datos previos al evento no permite aplicar un modelo de serie temporal como el de Jones (1991), y la consideración de un modelo en sección cruzada queda descartado por la total falta de homogeneidad entre empresas. En este contexto, el autor retoma el modelo de DeAngelo (1986) que se basa exclusivamente en la observación del periodo anterior, tratando de relajar la hipótesis restrictiva de que el componente no discrecional de los ajustes por devengo sea constante en el tiempo.

El modelo de DeAngelo (1986) compara los ajustes por devengo en un periodo de contraste con los ajustes por devengo de un periodo previo de referencia y atribuye todas las desviaciones respecto a la referencia a la discrecionalidad contable. Implícitamente se asume que el componente no discrecional de los ajustes por devengo sigue un paseo aleatorio y, por tanto, el cambio en los ajustes por devengo totales entre el periodo de referencia y el de contraste se asume que es provocado por el ejercicio de la discrecionalidad contable. Sin embargo, la hipótesis del paseo aleatorio no es válida para empresas en fase de crecimiento, ya que el crecimiento puede afectar a determinados aspectos de las operaciones de la empresa, incluidos los ajustes por devengo. Friedlan (1994) considera que el cambio en los ajustes por devengo totales entre dos periodos se compone, por un lado, del cambio debido al crecimiento de la empresa y, por otro lado, del cambio debido a la discrecionalidad ejercida por los

directivos. Si se ignora el crecimiento, un cambio en los ajustes por devengo totales en el periodo de contraste se considerará discrecional mientras que en realidad puede ser debido a cambios en los ajustes por devengo no discrecionales provocados por el crecimiento.

Para controlar el efecto del crecimiento en los ajustes por devengo Friedlan (1994) emplea un modelo que asume una proporcionalidad constante entre los ajustes por devengo totales y las ventas en ausencia de *earnings management*. El importe de los ajustes por devengo que es atribuible a la discrecionalidad contable es la diferencia entre los ajustes por devengo totales en el periodo de contraste estandarizados por las ventas de dicho periodo y los ajustes por devengo totales del periodo de referencia estandarizados por las ventas de dicho periodo. Esto es,

$$DAP_{\text{periodo de contraste}} = \frac{TA_{\text{periodo de contraste}}}{Vtas_{\text{periodo de contraste}}} - \underbrace{\frac{TA_{\text{periodo de referencia}}}{Vtas_{\text{periodo de referencia}}}}_{NAEST} \quad [13]$$

En el ejemplo que presenta Friedlan (1994), se considera una empresa que dobla su tamaño en las ventas pasando de tener 10.000\$ de ventas en el año t-1 a tener 20.000\$ en el año t, y que además, también se doblan los ajustes por devengo totales pasando de 1.000\$ a 2.000\$. Si se ignora el crecimiento, el incremento en los ajustes por devengo totales se atribuirá a la discrecionalidad cuando realmente no ha sido así debido a que el incremento en los ajustes por devengo es proporcional al incremento en las ventas. Aplicando la expresión [13] al ejemplo anterior se comprueba que no existen ajustes por devengo discrecionales como establecería el modelo de DeAngelo (1986) al no tener en cuenta el crecimiento:

$$DAP_t = \left[\frac{TA_t}{Vtas_t} - \frac{TA_{t-1}}{Vtas_{t-1}} \right] = \left[\frac{2.000}{20.000} - \frac{1.000}{10.000} \right] = 0$$

Debido a que el ratio total ajustes por devengo entre ventas no cambia, no existen nuevos ajustes por devengo discrecionales. Por el contrario, si en el año t los ajustes por devengo totales alcanzaran un importe de 2.100\$ (aumento más que proporcional a las ventas), entonces el modelo detectará la presencia de ajustes por devengo anormales o discrecionales:

$$DAP_t = \left[\frac{TA_t}{Vtas_t} - \frac{TA_{t-1}}{Vtas_{t-1}} \right] = \left[\frac{2.100}{20.000} - \frac{1.000}{10.000} \right] = 0.005$$

Efectivamente, el modelo de Friedlan (1994) tiene en cuenta uno de los factores que apuntaba Kaplan (1985) como es el nivel de actividad representado por las ventas y corrige en ese sentido la estacionariedad que asumía DeAngelo (1986) en los ajustes por devengo no discrecionales. Efectivamente, las empresas en fases expansivas llevarán aparejadas subidas en los ajustes por devengo y por tanto aumentaría la probabilidad de rechazar la hipótesis nula de no *earnings management* cuando realmente es cierta (error tipo I), mientras que en fases de declive se reducirán los ajustes por devengo y por tanto aumentará la probabilidad de no rechazar la hipótesis nula de no *earnings management* cuando realmente es falsa (error tipo II)¹². No obstante, este modelo no tiene en cuenta el segundo de los factores apuntado por Kaplan (1985) y corregido por Jones (1991), como es el control de la amortización a través del nivel de activos fijos depreciables. Una etapa de crecimiento implica seguramente expansión de activos fijos y, por tanto, un aumento del ajuste por devengo negativo más importante como es la amortización. Esto no es controlado por el modelo de Friedlan (1994) y reduce la potencia del contraste ya que va en contra de rechazar la hipótesis nula cuando puede ser falsa en contextos de manipulaciones al alza (baja potencia), y favorece el rechazo cuando puede ser cierta en contextos de manipulaciones a la baja (problema de especificación).

3.8. Modelo de Jones Modificado (1995)

Dechow, Sloan y Sweeney (1995) proponen una versión modificada del modelo de Jones (1991). La modificación se diseña para eliminar las conjeturas relativas a que el modelo de Jones mide los ajustes por devengo discrecionales con error cuando la discrecionalidad se ejerce a través de las ventas¹³. En el modelo de Jones modificado, el componente no discrecional de los ajustes por devengo se estima durante el periodo de evento, es decir, en los periodos en los que se supone *earnings management*, como:

$$NAEST_{it} = \hat{a}_i \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + \hat{b}_{i1} \left(\Delta REV_{it} - \underbrace{\Delta REC_{it}}_{\text{modificacion}} \right) + \hat{b}_{i2} (PPE_{it})$$

Las estimaciones de los coeficientes provienen de modelo de Jones original [11], es decir, sin ajustar las ventas por los cambios en las cuentas a cobrar durante el periodo

¹² Este razonamiento es para contextos donde se supongan manipulaciones al alza, si son a la baja el razonamiento sería simétrico con fases expansivas en contra del rechazo de la hipótesis nula y fases de declive a favor del rechazo.

¹³ Este mismo razonamiento tiene aplicación directa en las versiones del modelo de Jones que se presentaban anteriormente.

de estimación en el que se supone que no existe *earnings management* de forma sistemática. El único ajuste al modelo de Jones es que el cambio en las ventas se ajusta por el cambio en las cuentas a cobrar para el año de evento. El modelo de Jones original implícitamente asume que la discrecionalidad no se ejerce a través de las ventas ni en el periodo de estimación ni en el periodo de evento. El modelo de Jones modificado implícitamente asume que todos los cambios en las cuentas de clientes en el periodo de evento se deben al *earnings management*. Esto se basa en el razonamiento de que es más sencillo manipular los resultados ejerciendo discrecionalidad sobre el reconocimiento de una venta a crédito que sobre una venta al contado. Si dicha modificación se basa en una idea acertada, entonces la estimación del coeficiente de la variable de partición deberá estar menos sesgada hacia cero en muestras en las que el *earnings management* tiene lugar a través de manipulaciones en las ventas y, por tanto, aumentará la potencia de los contrastes.

3.9. Modelo de Kang y Sivaramakrishnan (1995)

Hasta la aparición de este trabajo se habían analizado los problemas de error de medida y omisión de variables relevantes a la hora de plantear los contrastes de *earnings management*. Kang y Sivaramakrishnan (1995) plantean la existencia de un tercer problema estadístico de simultaneidad que sería independiente de los dos anteriores. Según estos autores, el problema de simultaneidad surge debido a que en los modelos de ajustes por devengo, tanto la variable explicada como los regresores están conjuntamente determinados por los principios contables y el método de la partida doble. Si se definen los ajustes por devengo como la diferencia entre resultado contable ordinario y flujo de caja de las operaciones se plantea, por construcción, un problema de simultaneidad dado que los componentes del resultado afectan a los ajustes por devengo tal y como plantean los modelos de ajustes por devengo, así como los ajustes por devengo afectan al resultado.

En definitiva, Kang y Sivaramakrishnan (1995) señalan que los modelos que siguen la línea de Jones (1991) presentan tres carencias importantes. En primer lugar, controlan el componente no discrecional de los ajustes por devengo a través de variables que reflejan las condiciones económicas de la empresa, sin embargo, estas variables no están libres de ser manipuladas¹⁴. En segundo lugar, el problema de simultaneidad anteriormente señalado puede afectar a los coeficientes estimados y a los errores

¹⁴ Referencia al problema de manipulación en las ventas que apuntaba Jones (1991) y que posteriormente tratan de corregir Dechow, Sloan y Sweeney (1995).

estándar. Por último, los modelos de ajustes por devengo existentes controlan exclusivamente por la amortización y por los ajustes por devengo relacionados con las ventas, no obstante, existen cuentas a pagar incluidas en los ajustes por devengo que pueden estar poco o nada correlacionadas con el nivel de ventas (en especial las no relacionadas con el nivel de actividad, con los gastos de estructura) y deberían ser controladas por el nivel de gastos de explotación.

En este contexto, se trata, por un lado, de reducir el problema de omisión de variables relevantes introduciendo entre los regresores el nivel de gastos de explotación además de las ventas y, por otro lado, de mitigar los problemas de simultaneidad y error de medida empleando el método generalizado de los momentos (GMM) para la estimación de los modelos sin imponer ortogonalidad entre las verdaderas variables explicativas y los residuos.

El modelo de Kang y Sivaramakrishnan (1995) parte de una definición indirecta de los ajustes por devengo totales a través del balance que divide sus componentes en tres grupos: cuentas a cobrar, cuentas relacionadas con el nivel de gastos, y amortizaciones. Cada uno de estos componentes tendrá una parte discrecional y una parte no discrecional que dependerá de las ventas, del nivel de gastos de explotación y del nivel de inmovilizado respectivamente. Esto es,

$$\begin{aligned}
 AR_t &= AR_t^* + DA_t^s && \rightarrow \text{Depende de las ventas (REV)} \\
 APB_t &= APB_t^* + DA_t^e && \rightarrow \text{Depende de los gastos (EXP)} \\
 \underbrace{DEP_t}_{TA_t} &= \underbrace{DEP_t^*}_{NA_t} + \underbrace{DA_t^d}_{DA_t} && \rightarrow \text{Depende del inmovilizado (PPE)}
 \end{aligned}$$

Donde AR_t son las cuentas a cobrar observadas, APB_t son las cuentas de balance observadas relacionadas con los gastos de explotación, y DEP_t es la amortización observada. Cada una de estas variables se divide en dos componentes no observables que indican su parte no discrecional (variables con asterisco) y su parte discrecional. La agregación de las tres partidas nos lleva a la expresión base de los modelos de ajustes por devengo que define los ajustes por devengo totales (TA) como suma del componente no discrecional (NA) y el componente discrecional (DA). Con las tres partidas identificadas, los autores asumen una determinada pauta de comportamiento en ausencia de *earnings management* que viene dada por un proceso autorregresivo de primer orden en el ratio definido por el componente no discrecional y su variable explicativa. De este modo, las hipótesis del modelo se pueden plasmar como sigue:

$$\frac{AR_t^*}{REV_t^*} = f_1 \frac{AR_{t-1}^*}{REV_{t-1}^*} + u_t \Rightarrow AR_t^* = f_1 \frac{AR_{t-1}^*}{REV_{t-1}^*} REV_t^* + j_t$$

$$\frac{APB_t^*}{EXP_t^*} = f_2 \frac{APB_{t-1}^*}{EXP_{t-1}^*} + w_t \Rightarrow APB_t^* = f_2 \frac{APB_{t-1}^*}{EXP_{t-1}^*} EXP_t^* + v_t$$

$$\frac{DEP_t^*}{PPE_t^*} = f_3 \frac{DEP_{t-1}^*}{PPE_{t-1}^*} + e_t \Rightarrow DEP_t^* = f_3 \frac{DEP_{t-1}^*}{PPE_{t-1}^*} PPE_t^* + x_t$$

Por tanto, el modelo de Kang y Sivaramakrishnan (1995) para los ajustes por devengo totales vendrá dado por la siguiente expresión:

$$TA_t = f_0 + f_1[d_1 REV_t^*] + f_2[d_2 EXP_t^*] + f_3[d_3 PPE_t^*] + u_t \quad [14]$$

Donde,

$$u_t = j_t + v_t + x_t$$

$$d_1 = \frac{AR_{t-1}^*}{REV_{t-1}^*}, \quad d_2 = \frac{APB_{t-1}^*}{EXP_{t-1}^*}, \quad d_3 = \frac{DEP_{t-1}^*}{PPE_{t-1}^*}$$

Al margen de problemas econométricos como la simultaneidad cuya solución viene dada por un método de estimación y no por la especificación del modelo de ajustes por devengo, la aportación de Kang y Sivaramakrishnan (1995) a los modelos precedentes viene dada por la inclusión del nivel de gastos como variable explicativa de los ajustes por devengo. Si dentro de los ajustes por devengo se encuentran cuentas cuyo importe no esté correlacionado con el nivel de ventas sino con el nivel de gastos de explotación, entonces la no inclusión de los gastos provocaría que todos esos ajustes por devengo no discrecionales se incluyeran en el proxy de los ajustes por devengo discrecionales provocando un aumento en los errores tipo I o tipo II en función de su signo y del contexto concreto en el que se lleve a cabo el contraste de *earnings management*.

Como conclusión, la estimación del modelo [14] por GMM, teóricamente proporciona una mejor estimación del componente no discrecional de los ajustes por devengo totales y, por tanto, se empleará un mejor proxy para los contrastes de *earnings management*. No obstante, este modelo no ha gozado de mucha popularidad en los trabajos sobre *earnings management* ya que, tras su aparición, ha seguido predominando, por la sencillez de su aplicación el modelo de Jones (1991) y versiones afines.

3.10. Modelo del CFO (1996)

En Dechow, Sloan y Sweeney (1995) se pone de manifiesto que el modelo de Jones (1991) y, en general, todos los modelos que siguen esa línea, están mal especificados para empresas con valores extremos de cash flow. Posteriormente, Dechow, Kothari y Watts (1998) desde un punto de vista teórico, demuestran la existencia de correlación cruzada entre los ajustes por devengo y el cash flow de las operaciones (CFO). Esta correlación cruzada podría provocar el error de especificación que detectaban Dechow, Sloan y Sweeney (1995). Por este motivo, diversos trabajos como Rees, Gill y Gore (1996), Hansen y Sarin (1996), Shivakumar (1996), Subramanyan (1996) o Chaney, Jeter y Lewis (1998) han planteado modelos que controlan por el nivel del CFO. El modelo de Shivakumar (1996) es el más general por lo que a continuación se presentará como representativo de esta extensión del modelo de Jones (1991).

Shivakumar (1996) argumenta que la estimación en serie temporal del modelo de Jones (1991) no capta posibles relaciones cross-section entre el CFO y los ajustes por devengo provocando errores de especificación en los contrastes de *earnings management*. Concretamente, este autor defiende que sería deseable una especificación no lineal para captar las posibles diferencias de CFO. Estas diferencias entre empresas de la muestra de estimación pueden deberse a diferencias a largo plazo en la rentabilidad económica de las empresas o bien simplemente a problemas de *timing* en los CFO. En este contexto se plantea la introducción de dicha variable como regresor dentro del modelo de Jones (1991). Además, el modelo concreto de Shivakumar (1996) no presenta la restricción de que empresas con diversos niveles de CFO tengan que tener un mismo coeficiente de respuesta. Por tanto, la especificación del modelo es la siguiente:

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \mathbf{a}_i + \mathbf{b}_{1i} \left(\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} \right) + \mathbf{b}_{2i} \left(\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right) + \mathbf{b}_{3i} D1_{it} \left(\frac{CFO_{it}}{A_{it-1}} \right) + \dots + \mathbf{b}_{7i} D5_{it} \left(\frac{CFO_{it}}{A_{it-1}} \right) \mathbf{e}_{it} \quad [15]$$

Donde, TA_{it} : ajustes por devengo totales en el año t para la empresa i, A_{it-1} : activo total de la empresa i al inicio del año t, ΔREV_{it} : ventas del año t menos ventas del año t-1 para la empresa i, PPE_{it} : volumen de activos brutos depreciables en el año t para la empresa i, CFO_{it} : flujo de caja de las operaciones de la empresa i en el año t, Dj: variable binaria que toma el valor 1 si el nivel de CFO pertenece al quintil j y cero en

caso contrario, e_{it} : término de error del año t para la empresa i, $i= 1,\dots,N$ índice de empresas y $t= 1,\dots,T_i$ índice de años que forman el periodo de estimación.

En este modelo de CFO planteado por Shivakumar (1996), en primer lugar, se ordena la muestra de estimación en función del CFO deflactado por el activo total y se construyen quintiles que quedarán representados en el modelo a través de la introducción de las variables binarias D_j $j=1,\dots,5$. De este modo, se permiten pendientes distintas en función de la pertenencia a un quintil u otro. El resto se estimaría exactamente igual que el modelo de Jones (1991), por tanto, adolece de las mismas limitaciones señaladas anteriormente aunque se consigue que el modelo esté bien especificado para cualquier nivel de cash flow.

3.11. Modelo de Dechow, Sabino y Sloan (1996)

En Dechow, Sabino y Sloan (1996) se desarrolla un modelo teórico que trata de captar las características esenciales de una contabilidad basada en el devengo. El objetivo de este trabajo es evaluar la capacidad de los modelos de ajustes por devengo existentes para separar los ajustes por devengo discrecionales de los no discrecionales. A estos efectos, los autores plantean un modelo teórico que proporcione una base de comparación “pura” libre de *earnings management*. Para simplificar esta modelización se introducen una serie de supuestos. A continuación se presentan exclusivamente los que son necesarios para la obtención de los ajustes por devengo:

En primer lugar, se asume que las ventas siguen un proceso ruido blanco en torno a una media constante. Desde un punto de vista económico, este supuesto sería razonable en niveles si se considera que el nivel de inversión empleado para generar las ventas es estacionario. Este supuesto de estacionariedad obviamente no es factible en niveles pero ha sido abordado implícitamente en la investigación empírica deflactando las variables flujo por el activo total. Siendo $Vtas_t$ las ventas deflactadas en el periodo t, $Vtas_0$ las ventas medias deflactadas y e_t un ruido blanco i.i.d. este primer supuesto quedaría expresado como:

$$Vtas_t = Vtas_0 + e_t \quad [16]$$

En segundo lugar, las características básicas de una contabilidad basada en el devengo se introducen en el modelo asumiendo que para el desempeño de la actividad de explotación se requiere mantener una inversión mínima en capital circulante. Este

capital circulante mínimo o necesario (CC_t) para cada periodo se modeliza asumiendo un componente fijo y un componente variable en función de las ventas tratando de captar la posible no linealidad en determinados componentes del capital circulante respecto a las ventas a través de una perturbación aleatoria (n_t i.i.d.). Por tanto, este segundo supuesto queda expresado como:

$$CC_t = \mathbf{a} + \mathbf{b} \cdot Vtas_t + n_t \quad [17]$$

A continuación para obtener el montante teórico de los ajustes por devengo se imponen una serie de restricciones a la política de financiación de la empresa. Se asume que la empresa se financia exclusivamente con fondos propios y que todo el flujo de caja generado por las operaciones se reparte en forma de dividendos al final de cada periodo. De este modo, suponiendo la no existencia de activos fijos¹⁵, al final de cada periodo el capital circulante coincidirá con los fondos propios. Si se introduce en este momento la condición “clean surplus” y se consideran las dos restricciones anteriores se obtendrá que:

$$\underbrace{FP_t}_{CC_t} = \underbrace{FP_{t-1}}_{CC_{t-1}} + BN_t - \underbrace{Div_t}_{CFO_t} \Rightarrow TA_t = BN_t - CFO_t = CC_t - CC_{t-1} \quad [18]$$

Donde FP son los fondos propios, BN es el beneficio neto, Div son los dividendos repartidos, CC es el capital circulante, CFO es el flujo de caja generado por las operaciones y TA son los ajustes por devengo totales del periodo.

En la expresión [18] quedan expresados los ajustes por devengo totales como la variación del capital circulante para una empresa ideal que cumpla los requisitos establecidos y en total ausencia de *earnings management*. Esta expresión [19] combinada con las expresiones [17] y [16] anteriores permite expresar los ajustes por devengo totales como sigue:

$$TA_t = \mathbf{b} \cdot (e_t - e_{t-1}) + (n_t - n_{t-1}) \quad [19]$$

Dado que el modelo teórico se desarrolla en ausencia de *earnings management* los ajustes por devengo calculados a través de la expresión anterior son íntegramente no discrecionales. Por tanto, estimando las ecuaciones [16] y [17] con datos en serie

¹⁵ Dechow, Sabino y Sloan (1996) no consideran la amortización entre los accruals a través de la no inclusión de activos fijos en su modelo teórico. El objeto de esta restricción es homogeneizar el proceso de reversión de los accruals al ser todos de circulante.

temporal para cada empresa de la muestra, se obtendrán las estimaciones necesarias para aproximar el montante teórico del componente no discrecional de los ajustes por devengo para, posteriormente, por diferencia con los ajustes por devengo realizados, obtener el proxy de los ajustes por devengo discretos. En definitiva, el modelo de Dechow, Sabino y Sloan (1996) se puede resumir como:

$$NAEST_{it} = \hat{b}_i(\hat{e}_{it} - \hat{e}_{it-1}) + (\hat{n}_{it} - \hat{n}_{it-1})$$

Donde, $NAEST_{it}$ son los ajustes por devengo no discretos estimados para la empresa i en el periodo de evento τ , \hat{b}_i es el coeficiente estimado en el modelo [17] con datos de la empresa i en el periodo de estimación, y \hat{e}_{it} , \hat{n}_{it} son los residuos MCO de las estimaciones de los modelos [16] y [17] respectivamente, con datos de la empresa i en el periodo de estimación.

Dechow, Sabino y Sloan (1996) consideran que con su modelo se captan las características esenciales de una contabilidad basada en el devengo y que, por tanto, los ajustes por devengo estimados con el modelo planteado son un buen proxy del montante teórico que deberían alcanzar los ajustes por devengo en ausencia de *earnings management*. No obstante, el modelo se basa en supuestos muy restrictivos que se alejan mucho de la realidad de cualquier empresa en la que se quiera analizar la presencia de *earnings management*. Por tanto, la aplicación empírica de este modelo queda condicionada a la excesiva abstracción con la que se obtiene la referencia de los ajustes por devengo no discretos.

3.12. Modelo de Peasnell, Pope y Young (1998)

Los modelos que siguen la línea de Jones (1991) definen los ajustes por devengo discretos como los residuos, o en su caso, los errores de predicción de una regresión de los ajustes por devengo totales sobre un vector de variables explicativas diseñadas *ad hoc* para captar el componente no discrecional. Peasnell, Pope y Young (1998) se plantean desarrollar un modelo a partir de un análisis formal de los ajustes por devengo para obtener unos coeficientes con una interpretación económica clara además de un soporte teórico razonado. A estos efectos, los autores se centran exclusivamente en los ajustes por devengo de circulante excluyendo los ajustes por devengo a largo plazo cuyo componente principal sería la amortización. En concreto, el modelo se basa en la siguiente definición de los ajustes por devengo de circulante:

$$TA_t = (\Delta INV_t + \Delta REC_t) - \Delta PAY_t + UNIDEN_t \quad [20]$$

Donde TA son los ajustes por devengo de circulante, ΔINV es la variación en los inventarios, ΔREC es la variación en las cuentas a cobrar, ΔPAY es la variación en las cuentas a pagar y UNIDEN recoge el resto de componentes que pertenecen a los ajustes por devengo de circulante y que no se modelizan explícitamente.

Las definiciones que se emplean para los tres conceptos que aparecen explícitamente en la expresión [20] son las siguientes:

$$\Delta INV_t = PUR_t - COGS_t$$

$$\Delta REC_t = REV_t - CR_t - BDE_t$$

$$\Delta PAY_t = PUR_t - CP_t$$

Donde, PUR son las compras de materiales, COGS es el coste de los bienes vendidos, REV son las ventas, CR es la tesorería recibida de los clientes, BDE es la pérdida por créditos incobrables y CP es la tesorería pagada a la los proveedores.

Si se introducen estas definiciones en la expresión [20] se obtiene que:

$$TA_t = (REV_t - COGS_t - BDE_t) + (CP_t - CR_t) + UNIDEN_t = smREV_t - cmCR_t + UNIDEN_t$$

Donde sm sería el margen bruto sobre las ventas y cm el margen de tesorería que se queda el la empresa sobre el total cobrado.

La contrapartida empírica de la expresión anterior vendría dada por la siguiente expresión del modelo de ajustes por devengo de Peasnell, Pope y Young (1998):

$$TA_{it} = \alpha + \beta_1 REV_{it} + \beta_2 CR_{it} + u_{it}$$

Donde α captaría el valor medio del componente UNIDEN señalado más arriba, β_1 representaría el valor medio del margen bruto sobre las ventas con un signo esperado positivo y β_2 representaría el valor medio del porcentaje de tesorería captada con un signo esperado negativo.

En definitiva el modelo de Peanell, Pope y Young (1998) controla el comportamiento normal de los ajustes por devengo a través de las ventas y de la

tesorería recibida. Por tanto, por un lado, al igual que el modelo de Jones (1991) se asume implícitamente que las ventas están libres de toda manipulación. Si este supuesto no se cumple se estarán considerando como no discrecionales todas las manipulaciones realizadas en las ventas sesgando a la baja el proxy de los ajustes por devengo discrecionales y provocando un aumento en los errores tipo II ya que la estimación del coeficiente de la variable de partición estará sesgado hacia cero. Sin embargo, por otro lado, la consideración del nivel de tesorería hará que el modelo esté bien especificado para diversos niveles del flujo de caja ya que se estará eliminando la correlación que pudiera existir entre la variable de partición y el proxy para el componente discrecional de los ajustes por devengo haciendo desaparecer los posibles sesgos en contextos en los que el estímulo del *earnings management* guarde relación con flujos de caja extremos.

Por último, cabe señalar que Peasnell, Pope y Young (1998) abogan por la estimación en sección cruzada de los modelos tratando de eliminar problemas que presentan los modelos de serie temporal como el sesgo de supervivencia, la no estacionariedad de los coeficientes o la posible correlación serial en los residuos provocada por el proceso de reversión de los ajustes por devengo.

3.13. Modelo de McCulloch (1998)

McCulloch (1998) afronta las carencias metodológicas que planean sobre la investigación contable del *earnings management* con un extraordinario trabajo que resuelve, a priori, gran parte de las deficiencias que ponían en tela de juicio a los modelos tradicionales de ajustes por devengo. Las aportaciones más relevantes de McCulloch (1998) son la modelización del proceso de reversión de los ajustes por devengo o la demostración de que, incluso en ausencia de error de medida, existe correlación contemporánea negativa entre los ajustes por devengo discrecionales y los no discrecionales por lo que los modelos de ajustes por devengo previos tienen claros problemas de endogeneidad que requieren métodos de estimación más complejos que los mínimos cuadrados ordinarios.

En este trabajo se excluye la amortización y se modeliza el comportamiento de los ajustes por devengo de circulante. Los motivos son, por un lado, homogeneizar el proceso de reversión de los ajustes por devengo y, por otro lado, la consideración del autor de que los ajustes por devengo de circulante son mucho más relevantes que la amortización para el desempeño de la discrecionalidad contable. Estos ajustes por devengo de circulante se descomponen en discrecionales y no discrecionales a través de la modelización de ambos componentes.

Por un lado, el comportamiento normal de los ajustes por devengo se puede expresar como la diferencia entre el beneficio contable en ausencia de manipulación y el flujo de caja de las operaciones. Si el beneficio contable, excluyendo la amortización, se puede expresar como las ventas menos otros gastos, entonces, los ajustes por devengo normales o no discrecionales se pueden expresar como sigue:

$$NDA_t = Rev_t^* - OtherExp_t^* - CFO_t \quad [21]$$

Donde NDA son los ajustes por devengo no discrecionales, Rev^* es la cifra de ventas en ausencia de manipulación, $OtherExp^*$ son los gastos en ausencia de manipulación y CFO es el flujo de caja de las operaciones.

Las variables Rev^* y $OtherExp^*$ de la expresión [21] no son observables por lo que se debe emplear una aproximación¹⁶. McCulloch (1998), se centra exclusivamente en la parte de las ventas tratando de modelizar su comportamiento asumiendo que la proporción de ventas a crédito sigue un proceso simple de reversión a la media que se puede estimar como:

$$\frac{Rev_t^*}{AccRec_t^*} = b_1 + b_2 \frac{Rev_{t-1}^*}{AccRec_{t-1}^*} + u_t$$

Por tanto,

$$Rev_t^* = b_1 AccRec_t^* + b_2 \underbrace{\frac{Rev_{t-1}^* AccRec_t^*}{AccRec_{t-1}^*}}_{RevRatio_t^*} + v_t \quad [22]$$

Donde, Rev^* es la cifra de ventas en ausencia de manipulación, $AccRec^*$ son las cuentas a cobrar en ausencia de manipulación y u_t es un término de error aleatorio.

Por otro lado, McCulloch (1998) introduce en su modelo la propiedad de reversión en el componente no discrecional de los ajustes por devengo. Desde una perspectiva multiperiodo, los ajustes por devengo discrecionales han de compensarse forzosamente en el tiempo, es decir, ajustes por devengo anormalmente altos (bajos) en un periodo determinado deben ir acompañados de ajustes por devengo anormalmente

¹⁶ McCulloch (1998) señala que la cifra de ventas y los gastos observables no pueden ser empleados como proxy pues dichas variables incluyen todos los accruals discrecionales.

bajos (altos) en periodos posteriores. Para captar dicha propiedad, el autor considera que del total de ajustes por devengo discrecionales de un periodo, una parte viene dada por ajustes por devengo discrecionales que se generan en dicho periodo y la otra parte son producto de la reversión de ajustes por devengo discrecionales generados en periodos anteriores. Esta idea se puede expresar del siguiente modo:

$$DA_t = NEWDA_t + \sum_{h=1}^H q_h NEWDA_{t-h} \quad [23]$$

Donde, DA_t representa el efecto agregado en el periodo t de todos los ajustes por devengo discrecionales de dicho periodo y anteriores, $NEWDA_t$ son los ajustes por devengo discrecionales generados en el periodo t , θ_h son los parámetros de reversión de los ajustes por devengo discrecionales de los periodos previos siendo H el horizonte en el que revierten los ajustes por devengo discrecionales ($q_h \in [-1,0] \forall h / \sum_{h=1}^H q_h = -1$).

Llegados a este punto, los ajustes por devengo totales se pueden descomponer como sigue:

$$TA_t = NDA_t + DA_t = [Rev_t^* - OtherExp_t^* - CFO_t] + \left[\sum_{h=1}^H q_h NEWDA_{t-h} + NEWDA_t \right]$$

Si se emplean las expresiones [21] a [23] anteriores, la contrapartida empírica del modelo anterior se puede expresar como:

$$TA_t = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 AccRec_t + \mathbf{b}_2 RevRatio_t + \mathbf{b}_3 CFO_t + \sum_{h=1}^H q_h NEWDA_{t-h} + NEWDA_t \quad [24]$$

Una vez desarrollado el modelo de ajustes por devengo, McCulloch (1998) incide en la importancia del procedimiento de estimación para la obtención de un buen proxy para los ajustes por devengo discrecionales. Desde un punto de vista econométrico, en todo modelo de ajustes por devengo las variables explicativas son variables contables que inevitablemente pueden contener un componente discrecional, por tanto, es de esperar que exista cierta correlación entre los regresores y el residuo que hace perder la validez de las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios¹⁷. Desde un punto de vista teórico, existen determinadas hipótesis de *earnings management* como

¹⁷ Hasta la fecha, tan sólo Kang y Shivaramakrishnan (1995) plantean la estimación por variables instrumentales o por el método generalizado de los momentos.

sería el alisamiento de beneficios, que asumen una correlación negativa entre ajustes por devengo discrecionales y no discrecionales. En definitiva, existen razones tanto teóricas como técnicas para esperar que exista dicha correlación y por tanto, para plantear métodos de estimación acordes con dicha situación.

En este contexto, el método de estimación planteado es el de variables instrumentales con un planteamiento específico de las condiciones de ortogonalidad. Si estas condiciones se plantean como $E[z_t' DA_t] = 0$, no se pueden emplear como instrumentos retardos de las variables explicativas ya que estarían correlacionados con los ajustes por devengo discrecionales debido al proceso de reversión. Sin embargo, la modelización del proceso de reversión de los ajustes por devengo discrecionales planteado por McCulloch (1998) permite establecer las condiciones de ortogonalidad como $E[z_t' NEWDA_t] = 0$, donde sí que es factible incluir entre los instrumentos retardos de las variables explicativas.

En nuestra opinión, el modelo de McCulloch (1998) supone un avance metodológico realmente interesante dentro de los modelos de ajustes por devengo. No obstante, se pueden señalar diversas limitaciones como sería la distorsión que sufre el componente $NEWDA_t$ en la expresión [24] al tener que absorber el residuo v_t procedente de la modelización de los ajustes por devengo no discrecionales. De este modo, se distorsiona la obtención del proxy para los ajustes por devengo discrecionales. También se ha de señalar la limitación empírica que supone la necesidad de una serie razonablemente larga de observaciones para cada empresa que permita estimar el proceso de reversión de los ajustes por devengo discrecionales ya que este modelo no admite versiones cross-section como Jones (1991) y similares.

3.14. Modelo del Proceso Contable (1999)

Garza-Gómez, Okumura y Kunimura (1999) retoman la problemática relacionada con la posible correlación cruzada existente entre el flujo de caja de las operaciones (CFO) y los ajustes por devengo que provocaba errores de especificación en los contrastes de *earnings management* tal y como demuestran empíricamente Dechow, Sloan y Sweeney (1995). Para afrontar este problema los autores consideran que la introducción del CFO entre las variables explicativas no es suficiente para

resolver el problema de especificación planteado¹⁸. A estos efectos, basándose en las relaciones teóricas establecidas por Dechow, Kothari y Watts (1998), los autores desarrollan un modelo que trata de incorporar la correlación cruzada entre CFO y ajustes por devengo y que denominan modelo del proceso contable.

Este modelo parte de la descomposición de los ajustes por devengo totales (TA) en ajustes por devengo a corto plazo (STA) y ajustes por devengo a largo plazo (LTA) para, posteriormente, obtener el componente no discrecional de cada uno de ellos.

$$TA_{it} = STA_{it} + LTA_{it} \quad [25]$$

Por un lado, los ajustes por devengo de circulante se modelizan a partir del supuesto de que las variaciones en los ajustes por devengo guardan una relación lineal contemporánea con las variaciones en el flujo de caja de las operaciones. Esto es,

$$\Delta STA_{it} = \mathbf{a}_i + \mathbf{b}_i \Delta CFO_{it} + u_{it} \Rightarrow STA_{it} = \mathbf{a}_i + STA_{it-1} + \mathbf{b}_i (CFO_{it} - CFO_{it-1}) + u_{it} \quad [26]$$

En base a este razonamiento se establece el siguiente modelo para la estimación empírica del componente no discrecional de los ajustes por devengo de circulante:

$$STA_{it} = \mathbf{f}_0^S + \mathbf{f}_1^S STA_{it-1} + \mathbf{f}_2^S CFO_{it} + \mathbf{f}_3^S CFO_{it-1} + v_{it} \quad [27]$$

Por otro lado, Garza-Gómez, Okumura y Kunimura (1999) asumen que los ajustes por devengo a largo plazo siguen un proceso autorregresivo de orden p:

$$LTA_{it} = \mathbf{f}_0^L + \mathbf{f}_1^L LTA_{it-1} + \dots + \mathbf{f}_p^L LTA_{it-p} + \mathbf{w}_{it} \quad [28]$$

Si las expresiones [27] y [28] se integran en la ecuación [25] y se deflactan todas las variables por el activo total retardado para mitigar posibles problemas de heteroscedasticidad se obtiene la siguiente expresión para el modelo de ajustes por devengo:

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \mathbf{f}_0 \frac{1}{A_{it-1}} + \mathbf{f}_1^S \frac{STA_{it-1}}{A_{it-1}} + \mathbf{f}_2^S \frac{CFO_{it}}{A_{it-1}} + \mathbf{f}_3^S \frac{CFO_{it-1}}{A_{it-1}} + \mathbf{f}_1^L \frac{LTA_{it-1}}{A_{it-1}} + \dots + \mathbf{f}_p^L \frac{LTA_{it-p}}{A_{it-1}} + \mathbf{e}_{it}$$

¹⁸ Ver subapartado 3.10 del presente trabajo donde se presenta el modelo del CFO y se dan referencias sobre los trabajos que han empleado una versión del modelo de Jones que incluye el CFO entre las variables explicativas.

Donde el residuo $e_{it} = v_{it} + w_{it}$ captaría el componente discrecional de los ajustes por devengo totales como efecto agregado del componente discrecional de los ajustes por devengo de circulante y los de fijo. Por cuestiones de simplicidad el modelo que presentan Garza-Gómez, Okumura y Kunimura (1999) en su trabajo asumen la no correlación entre los residuos de las ecuaciones [27] y [28] y reducen el número de retardos de los ajustes por devengo a largo plazo a uno ($p=1$).

En este modelo, además de mitigar el problema de especificación provocado por la correlación cruzada entre ajustes por devengo y CFO, incluye entre las variables explicativas retardos de los ajustes por devengo, tanto a largo como a corto plazo, que captarían el proceso de reversión de los mismos. No obstante, implícitamente se está suponiendo que los ajustes por devengo de circulante revierten en un periodo y, si el modelo se restringe con $p=1$ tal y como plantean los autores, también se supone que los ajustes por devengo a largo plazo revierten en un periodo cuando es de esperar que esto no sea así. Por tanto, es necesario establecer un número de periodos para la reversión de los ajustes por devengo considerando que ha de ser el resultado de un trade-off entre representatividad y disponibilidad de datos ya que, a mayor p , mejor se captará el proceso de reversión a largo plazo pero la necesidad de un gran número de observaciones en serie temporal limita severamente las posibilidades del modelo.

Por último, se puede apuntar el hecho de que tal vez sería interesante considerar la estimación de un sistema de ecuaciones formado por las expresiones [27] y [28] en lugar de una expresión conjunta como el modelo propuesto por Garza-Gómez, Okumura y Kunimura (1999). De este modo se podría relajar el supuesto de que los residuos de ambas ecuaciones no estén correlacionados y lo que es más interesante, se podrían obtener estimaciones separadas del componente discrecional de los ajustes por devengo de circulante y del componente discrecional de los ajustes por devengo de fijo para comprobar si existe menos discrecionalidad en los ajustes por devengo a largo tal y como se ha apuntado reiteradamente en diversos trabajos sobre los modelos de ajustes por devengo tratados en el presente trabajo.

4. EVALUACIONES DE LOS MODELOS DE AJUSTES POR DEVENGO

En el apartado anterior se ha presentado una panorámica completa de los diversos modelos de ajustes por devengo que han ido apareciendo desde el trabajo

pionero de Healy (1985) y durante toda la década de los noventa. En dicho apartado se ha adoptado una perspectiva puramente teórica tratando de poner de relieve las propiedades más relevantes de cada modelo y su aportación a la solución de los problemas estadísticos señalados en el segundo apartado. En el presente apartado, se presenta un breve recorrido por aquellos trabajos que han planteado una evaluación empírica de los modelos para contrastar su validez, tanto desde la perspectiva de las series temporales como de la sección cruzada. El objetivo de esta revisión consiste únicamente en poner de manifiesto la falta de consenso en torno a cual es el modelo más adecuado para la descomposición de los ajustes por devengo totales en su componente discrecional y no discrecional.

Con este objetivo, el presente apartado comenzará con un primer bloque donde se presentará una breve síntesis de los resultados más relevantes obtenidos en los trabajos que han planteado una evaluación de los modelos tradicionales desde el modelo de Healy al de Jones modificado. A continuación, en un segundo bloque, se presentarán brevemente los resultados de diversos trabajos que han desarrollado nuevos modelos con el fin de superar las limitaciones de los modelos tradicionales y han contrastado su validez tomando como base de comparación el modelo de Jones¹⁹.

Dentro del primer bloque de trabajos, el trabajo pionero en la evaluación de los modelos de ajustes por devengo tradicionales es el de Dechow, Sloan y Sweeney (1995) cuyos procedimientos de simulación han sido replicados por gran parte de los trabajos anteriores para evaluar la especificación y potencia de los contrastes de *earnings management* en base al proxy del componente discrecional de los ajustes por devengo desarrollado por cada modelo. En este trabajo, se pone de manifiesto la superioridad de los modelos de Jones (1991) y el modelo de Jones modificado desarrollado por los propios autores, frente a los modelos de Healy (1985) y DeAngelo (1986) que no controlan las condiciones económicas de la empresa y frente al modelo de Industria. No obstante, Dechow, Sloan y Sweeney (1995), obtienen que, aunque todos los modelos parecen estar bien especificados cuando se aplican a una muestra aleatoria, en condiciones de resultados extremos, la frecuencia de rechazo de la hipótesis nula de no *earnings management* supera los niveles especificados en los contrastes. Además, en todos los casos, los contrastes tienen poca potencia para detectar manipulaciones de importes económicamente significativos (entre el 1 % y el 5 % del activo total retardado).

¹⁹ El modelo de Jones (1991) y la posterior versión de Dechow, Sloan y Sweeney (1995) obtienen los mejores resultados entre los modelos tradicionales por lo que en la evaluación de modelos posteriores han sido tomados como referencia.

Las conclusiones anteriores quedan reforzadas en Guay, Kothari y Watts (1996) donde se plantea la evaluación de los mismos modelos evaluados en Dechow, Sloan y Sweeney (1995) pero, en lugar de emplear técnicas de simulación basadas en variables contables para el contraste de *earnings management*, en este trabajo se evalúan los modelos en base a la valoración de un mercado de capitales que se asume eficiente. Las conclusiones que se extraen en ambos trabajos coinciden en señalar la superioridad de los modelos de Jones y Jones modificado frente al resto de modelos. No obstante, Guay, Kothari y Watts (1996) insisten en señalar que todos los modelos evaluados miden los ajustes por devengo discrecionales con un considerable grado de imprecisión poniendo de manifiesto la existencia de un importante error de medida.

Por su parte, Dechow, Sabino y Sloan (1996) evalúan de nuevo el modelo de Healy y el modelo de Jones en base una referencia libre de *earnings management* que viene dada por el modelo teórico desarrollado por los propios autores en base al cual replican las técnicas de simulación empleadas en Dechow, Sloan y Sweeney (1995). Los resultados obtenidos en este nuevo trabajo demuestran que las elevadas frecuencias de rechazo detectadas en el trabajo anterior se deben a la clasificación de ajustes por devengo no discrecionales como discrecionales siendo mucho más grave el problema para el modelo de Healy.

Por tanto, parece claro que existe un importante error de medida que limita seriamente la validez de los modelos tradicionales para el contraste de *earnings management*. No obstante, ninguno de los trabajos anteriores trata de identificar las fuentes de dicho error de medida. En este sentido, en el reciente trabajo de Young (1999) se plantea analizar la asociación entre los ajustes por devengo discrecionales estimados por los modelos de Healy, DeAngelo, DeAngelo modificado, Jones y Jones modificado, con diversos proxies de los ajustes por devengo no discrecionales controlando la variación en sección cruzada que puede experimentar la propensión al desempeño de manipulaciones contables. De este modo se identifican determinadas fuentes del error de medida como pueden ser el flujo de caja de las operaciones, el crecimiento de las ventas y los activos fijos. Sus resultados indican que los modelos de Jones y DeAngelo proporcionan estimaciones de los ajustes por devengo discrecionales menos contaminadas por componentes no discrecionales que el resto de modelos. No obstante, en todos los modelos existe un error de medida estadísticamente significativo que puede afectar a la validez de los estudios de *earnings management* basados en dichos modelos.

Siguiendo con el error de medida presente en los modelos de ajustes por devengo tradicionales, Healy (1996) abre una línea de investigación que es aprovechada

por Hansen (1999) para desarrollar un nuevo trabajo empírico en esta línea. Healy (1996) señala que los ajustes por devengo discrecionales que se estiman en base a los modelos de ajustes por devengo son más bien ajustes por devengo no esperados o inusuales. Por tanto, dentro de estos ajustes por devengo anormales habrá una parte debida a la discrecionalidad contable y otra parte probablemente debida a cambios reales en el negocio. Esta segunda parte sería la causante del error de medida presente en los modelos de ajustes por devengo tradicionales. En este sentido, Hansen (1999) trata de implementar dichas ideas en un trabajo empírico que trata de medir dichos cambios reales en el negocio a través de adquisiciones de otras empresas, adquisiciones y enajenaciones de inmovilizado y operaciones extraordinarias. Concretamente, Hansen (1999) analiza la asociación entre los ajustes por devengo discrecionales estimados por los modelos de DeAngelo, Jones y Jones modificado, con las variables contables indicadas. Sus resultados indican que todas las variables son estadísticamente significativas sugiriendo que la presencia de cambios estructurales está relacionada con el error de medida presente en los modelos de ajustes por devengo.

De este primer bloque de trabajos se puede extraer la conclusión de que, pese a la aparente superioridad de los modelos de Jones (1991) y la posterior versión desarrollada por Dechow, Sloan y Sweeney (1995), los modelos de ajustes por devengo tradicionales presentan severas limitaciones a la hora de discriminar entre ajustes por devengo discrecionales y no discrecionales. Como resultado, los contrastes de *earnings management* basados en dichos modelos presentan, además de escasa potencia, importantes problemas de especificación.

En este contexto, tal y como se mostraba en el apartado previo, diversos trabajos han desarrollado nuevos modelos con el fin de superar las limitaciones de los modelos tradicionales tomando como referencia el modelo de Jones para su evaluación empírica. Dentro de este segundo bloque, se puede destacar en primer lugar el trabajo de Kang y Sivaramakrishnan (1995). Estos autores, tras desarrollar el modelo expuesto en el subapartado 3.9 del presente trabajo, llevan a cabo un proceso de evaluación en el que comparan dicho modelo con el de Jones empleando técnicas de simulación similares a las de Dechow, Sloan y Sweeney (1995). Los resultados obtenidos muestran que el modelo desarrollado genera una menor frecuencia en los errores tipo I y tipo II y, por tanto, los contrastes de *earnings management* basados en dicho modelo están mejor especificados y son más potentes que los basados en el modelo de Jones. Adicionalmente, los autores muestran como mejora la potencia de los contrastes basados en el modelo de Jones cuando se estima en base por el método generalizado de los momentos en lugar de por mínimos cuadrados ordinarios como hacen todos los

trabajos. No obstante, en todos los casos el modelo desarrollado por Kang y Sivaramakrishnan (1995) mejora los resultados obtenidos por el modelo de Jones.

Las conclusiones anteriores quedan reforzadas en el trabajo de Kang (1999) donde de nuevo se comparan los modelos de Jones con el modelo de Kang y Sivaramakrishnan (1995) empleando en este caso datos reales en lugar de simulaciones. Los resultados de Kang (1999) demuestran que ambos modelos generan contrastes mal especificados cuando son estimados por mínimos cuadrados ordinarios señalando la necesidad de emplear el método de las variables instrumentales o en su caso el método generalizado de los momentos. Empleando dichos métodos de estimación sus resultados muestran la superioridad en todos los casos del modelo de Kang y Sivaramakrishnan (1995).

Por su parte, McCulloch (1998) también aboga por el empleo de métodos de estimación como el de variables instrumentales que no impongan la ortogonalidad entre ajustes por devengo no discrecionales y ajustes por devengo discrecionales. En este trabajo se demuestra que existe correlación entre ambos componentes y por tanto las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios de los modelos de Jones no son válidas. Adicionalmente, McCulloch (1998) encuentra correlación entre el flujo de caja de las operaciones y los ajustes por devengo que no es tenida en cuenta por los modelos tradicionales y que provoca errores de especificación en los contrastes de *earnings management*. En el modelo desarrollado el autor se consideran todas estas características y se demuestra empíricamente la superioridad de dicho modelo frente a Jones (1991) y a la posterior versión desarrollada por Dechow, Sloan y Sweeney (1995).

En Peasnell, Pope y Young (1998) se evalúan, por primera vez desde una perspectiva de sección cruzada, los modelos de Jones modificado, Kang y Sivaramakrishnan (1995) y el desarrollado por los propios autores que se presentaba en el subapartado 3.12 del presente trabajo. A estos efectos, además de emplear datos reales, se emplean técnicas de simulación similares a las empleadas en Dechow, Sloan y Sweeney (1995) y en Kang y Sivaramakrishnan (1995). Los resultados obtenidos demuestran que todos los modelos están bien especificados cuando se aplican a una muestra aleatoria. Sin embargo, el modelo desarrollado por Peasnell, Pope y Young (1998) está mejor especificado que el modelo de Jones modificado cuando se aplica a muestras con situaciones de flujos de caja extremos. Por tanto, de nuevo se pone de manifiesto la presencia de un error de medida relacionado con el flujo de caja de las operaciones que no es controlado en el modelo de Jones modificado. En cuanto a la potencia de los contrastes, tanto el modelo de Jones modificado como el modelo desarrollado por los propio autores son capaces de detectar con éxito *earnings*

management de importes tan bajos como el 0.5 % del activo total retardado²⁰. Por el contrario, la versión cross-section de Kang y Sivaramakrishnan (1995) presenta una mayor frecuencia de errores tipo II.

Siguiendo con la evaluación de los modelos estimados en sección cruzada, Jeter y Shivakumar (1999) presentan un nuevo trabajo en esta línea. En este trabajo se presenta el modelo del CFO como una versión del modelo de Jones que trata de subsanar las carencias evidenciadas en trabajos anteriores cuando el modelo se aplica a situaciones anormales de flujos de caja. Los resultados obtenidos por Jeter y Shivakumar (1999) de nuevo ponen de manifiesto que la versión cross-section del modelo de Jones parece estar bien especificada cuando se aplica a una muestra aleatoria. No obstante, para niveles de flujos de caja alejados de la mediana de la industria dicho modelo presenta problemas de especificación. Por el contrario, el modelo del CFO propuesto por Shivakumar (1996) se muestra bien especificado para todos los niveles de flujo de caja y presenta una menor frecuencia de errores tipo II. Por otro lado, las estimaciones en sección cruzada del componente discrecional de los ajustes por devengo se muestran más precisas que sus equivalentes en serie temporal. Los autores manifiestan que dicha imprecisión de los modelos en serie temporal puede ser debida al escaso número de observaciones para un buen ajuste de los modelos, no obstante, exigir un mayor número de observaciones puede provocar un sesgo importante de supervivencia además de aumentar seriamente la probabilidad de cambio estructural.

En esta misma línea se puede inscribir el trabajo de Garza-Gómez, Okumura y Kunimura (1999) en el que evalúan el modelo desarrollado por los propios autores en relación al modelo de Jones modificado y al modelo de CFO planteado por Subramanyam (1996) que sencillamente añade el nivel de CFO al modelo de Jones original. En esta evaluación se demuestra de nuevo la superioridad de las estimaciones en sección cruzada frente a sus equivalentes en serie temporal. Dado que el trabajo se lleva a cabo con datos japoneses, esta superioridad se corrobora al poder considerarse independiente de la muestra empleada. Por otra parte, de nuevo se corroboran las conclusiones obtenidas en trabajos anteriores sobre la especificación de los contrastes, es decir, el modelo de Jones modificado sólo está bien especificado en muestras aleatorias. En muestras con niveles anormales de CFO están bien especificados los modelos del CFO y el modelo propio desarrollado por los autores pero no el modelo de Jones modificado. Garza-Gómez, Okumura y Kunimura (1999) defienden que la simple inclusión del CFO como variable explicativa en el modelo de Jones original no es

²⁰ El modelo de Jones modificado capta mejor las manipulaciones basadas en la cifra de ventas, mientras que el modelo de Peasnell, Pope y Young (1998) capta mejor las manipulaciones basadas en los gastos.

suficiente para corregir los problemas de especificación, no obstante, de los resultados obtenidos por los autores no se puede inferir que su modelo sea superior al modelo de CFO. Incluso se puede afirmar que ambos modelos siguen presentado un nivel excesivo de errores tipo I cuando en nivel de resultados extremos se mide con en beneficio no manipulado (CFO más ajustes por devengo no discrecionales) en lugar de con el CFO.

Por último, Thomas y Zhang (1999) analizan la capacidad predictiva de diversos modelos de ajustes por devengo. Los resultados obtenidos muestran que, así como el poder explicativo de los modelos en el periodo de estimación es elevado, el poder predictivo fuera de la muestra es realmente escaso en todos los casos. Únicamente el modelo de Kang y Sivaramakrishnan (1995) y la versión del modelo de Jones planteada por Boynton, Dobbins y Plesko (1992)²¹, superan por un escaso margen la capacidad predictiva de un modelo simple consistente en suponer que los ajustes por devengo importan un 5 % del activo total retardado. Paradójicamente, la estimación del modelo de Kang y Sivaramakrishnan (1995) con un pool sectorial no mejora la capacidad predictiva del modelo a diferencia del modelo de Jones.

En definitiva, la conclusión que se puede extraer de este segundo bloque de trabajos es que paulatinamente se han ido superando determinados problemas que afectaban fundamentalmente a la especificación de los modelos de ajustes por devengo tradicionales. No obstante, la evidencia empírica obtenida no permite establecer una jerarquía clara sobre el funcionamiento de la gran cantidad de modelos existentes.

5. CONCLUSIONES E IMPLICACIONES

En el presente trabajo se ha llevado a cabo una completa revisión de los modelos de ajustes por devengo existentes en la literatura contable actual incidiendo sobre las consecuencias que la especificación de cada modelo puede tener sobre los contrastes de *earnings management*. Adicionalmente, se ha presentado una breve revisión de las propiedades empíricas que muestran los modelos en las diferentes evaluaciones que se han llevado a cabo a lo largo de los noventa. Las conclusiones e implicaciones más relevantes que se pueden extraer del presente trabajo son las siguientes:

²¹ El modelo que estiman Thomas y Zhang (1999) no coincide exactamente con el propuesto originariamente por Boynton, Dobbins y Plesko (1992) ya que sencillamente estiman un pool sectorial sin incluir las dummies de tamaño propuestas por los creadores del modelo.

En primer lugar, la metodología de los ajustes por devengo lleva aparejada de forma inevitable un problema de endogeneidad provocado por el hecho de tener que estimar componentes inobservables libres de toda discrecionalidad contable en base a variables contables que inevitablemente contienen un error de medida en este sentido. Este problema de endogeneidad es inconsistente con los supuestos básicos de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios que se emplea, de forma incorrecta, en la inmensa mayoría de trabajos sobre *earnings management*. Tan sólo Kang y Sivaramakrishnan (1995) y McCulloch (1999) se plantean la estimación de los modelos por el método de las variables instrumentales o por el método generalizado de los momentos.

En segundo lugar, la reversión de los ajustes por devengo es una propiedad inherente a los mismos a la que, pese a su importancia, se le ha prestado escasa atención. Tal y como señalan Peanell, Pope y Young (1998) la reversión de los ajustes por devengo provoca problemas de correlación serial en los residuos de los modelos de ajustes por devengo que debe ser tenida en cuenta cuando se plantea la estimación de dichos modelos. De nuevo estamos ante un problema que rompe con los supuestos en los que se apoya la estimación MCO de los modelos y que sin embargo ha sido pasado por alto en la gran mayoría de trabajos que han estimado los modelos de ajustes por devengo en serie temporal.

En tercer lugar, la investigación en torno al *earnings management* se ha centrado fundamentalmente en el análisis de los modelos de ajustes por devengo en serie temporal. Estos modelos requieren un número elevado de observaciones para un ajuste fiable de los datos por lo que, además de presentar un importante sesgo de supervivencia, la probabilidad de que se produzca un cambio estructural a lo largo del periodo es muy elevada. En general, no se puede suponer que la relación entre los ajustes por devengo y las variables explicativas sea estacionaria cuando los periodos de estimación son muy amplios. Como alternativa a los modelos de serie temporal se han presentado diversos modelos que abogan por una estimación en sección cruzada que evite los problemas anteriormente señalados para las series temporales. De hecho, en las evaluaciones planteadas las versiones cross-section suelen presentar mejores resultados que sus homólogos en serie temporal. No obstante, en sección cruzada no se puede captar la dinámica temporal inherente a los ajustes por devengo que vendría dada por su proceso de reversión.

En este contexto, tal vez la alternativa que se puede plantear es un análisis de datos de panel con el máximo número de observaciones en sección cruzada, y con el

suficiente número de observaciones en serie temporal para captar el proceso de reversión de los ajustes por devengo sin incurrir los problemas anteriormente señalados. En esta línea, tan sólo se dispone de los trabajos de Cahan (1992) y Boynton, Dobbins y Plesko (1992) que, sin embargo, no explotan las posibilidades que ofrecen los datos de panel al limitarse a la estimación de un *pool* sectorial.

En cuarto lugar, en el apartado precedente se ha presentado una breve revisión de los resultados más relevantes obtenidos en diversas evaluaciones empíricas de los modelos. No obstante, los modelos más recientes que se han mostrado superiores al modelo de Jones no han sido enfrentados entre sí para poder sacar conclusiones sobre la capacidad de los mismos. En cualquier caso, se ha de ser prudente en la extrapolación de los resultados obtenidos en evaluaciones empíricas de los modelos ya que se emplean en todo momento datos contables cuya definición o propiedades de reversión pueden no ser homogéneas entre países.

En quinto lugar, es importante señalar que los modelos de accruals tienen el problema de fondo que se ponía de manifiesto en el segundo apartado del presente trabajo, de variables omitidas correlacionadas que no pueden ser identificadas por el investigador. Además de los múltiples refinamientos propuestos en los modelos analizados en el apartado tercero, se han planteado líneas de investigación alternativas que tratan de mitigar los problemas que implica el hecho de trabajar con una variable agregada como son los accruals totales. Por un lado, diversos autores, siguiendo el trabajo pionero de McNichols y Wilson (1988), sugieren centrarse en la modelización del comportamiento individual de un determinado componente de los accruals totales en base a la normativa general y sectorial que afecte a dicho componente²². De este modo se persigue mejorar la calidad de las estimaciones reduciendo el error de medida pero el ámbito del estudio queda restringido a esta única variable cuando el *earnings management* es el resultado agregado de todas las variables contables. Por otro lado, Burgstahler y Dichev (1997) manteniéndose al margen de todo tipo de estimaciones, plantean el estudio del *earnings management* a través del análisis de discontinuidades en la distribución de los resultados publicados bajo la hipótesis de que los directivos tratan de evitar la publicación de pérdidas, la disminución en los beneficios e incluso la no confirmación de las expectativas sobre los mismos.

Por último, como conclusión final, se puede afirmar que el debate metodológico sobre la aplicación de los ajustes por devengo anormales al contraste de *earnings*

²² En Saurina (1999) se puede consultar una excelente aplicación de esta metodología a la provisión por insolvencias en las Cajas de Ahorros españolas.

management sigue abierto y constituye uno de los temas de actualidad más interesantes sobre el que se requiere un esfuerzo investigador adicional.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Apellániz, P. y Labrador, M. [1995]: “El impacto de la regulación contable en la manipulación del beneficio. Estudio empírico de los efectos del PGC de 1990”. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*. Vol. XXIV, nº82, pp. 13-40.
- Azofra, V.; Castrillo, L.A. y Delgado, M.M. [2000]: “Los modelos de ajustes por devengo y la detección de la dirección de resultados. Estudio empírico aplicado a empresas españolas que han recibido informes de auditoría con salvedades por incumplimiento de principios contables”. Working Paper. Universidad de Burgos.
- Bartov, E.; Gul A. F. y Tsui, J.S.L. [2000]: “Discretionary-Accruals Models and Audit Qualifications”. Working Paper.
- Beneish, Messod D. [1999]: “The Detection of Earnings Manipulation”. *Financial Analysts Journal*. September / October. pp. 24-36
- Boynton, Charles E.; Dobbins, Paul S. y Plesko George A. [1992]: “Earnings Management and the Corporate Alternative Minimum Tax”. *Journal of Accounting Research*. Vol. 30, Supplement 1992
- Burgstahler, David C. y Dichev, Ilia D. [1997]: “Earnings management to avoid earnings decreases and losses”. *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 24, pp. 99-126
- Cahan, S.F. [1992]: “The Effect of Antitrust Investigation on Discretionary Accruals: A Refined Test of the Political-Cost Hypothesis”. *The Accounting Review*. Vol. 67, Nº 1, Enero, pp. 77-95
- Chaney, P.K., Jeter, D.C. y Lewis, C.M. [1998]: “The Use of Accruals in Income Smoothing: A Permanent Earnings Hypothesis”. *Advances in Quantitative Analysis of Finance and Accounting*. Vol. 6, pp. 103-135
- Collins, Daniel W. y Hribar, Paul [2000]: “Earnings-based and Accrual-based Market Anomalies: One Effect or two”. *Journal of Accounting and Economics*, Nº 29, febrero, pp. 101-123.
- Culvenor, Jane; Godfrey, Jayne M. y Byrne, Graeme [1998]: “Modelling Total Accruals in an International Environment: The Impact of Alternative Measures of PPE”. Working Paper. La Trobe University, Bendigo and University of Tasmania
- DeAngelo, Linda E. [1986]: “Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Stokholders”. *The Accounting Review*. Vol. 61, Nº 3, Julio, pp. 400-420
- Dechow, Patricia M., Kothari, S.P. y Watts, R.L. [1998]: “The Relation between Earnings and Cash Flows”. *Journal of Accounting and Economics*. Nº 25, pp. 133-168
- Dechow, Patricia M. y Richard G. Sloan [1991]: “Executive Incentives and the Horizon Problem: An Empirical Investigation”. *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 14, pp. 51-89

- Dechow, Patricia M.; Sabino, Jowell S. y Sloan, Richard G. [1998]: "Implications of Nondiscretionary Accruals for Earnings Management and Market-Based Research". Working Paper. University of Michigan Business School. Sloan School of Management. University of Michigan Business School
- Dechow, Patricia M.; Sloan, Richard G. y Sweeney, Amy P. [1995]: "Detecting Earnings Management". *The Accounting Review*. Vol. 70, N° 2, April, pp. 193-225
- Dechow, Patricia M.; Sloan, Richard G. y Sweeney, Amy P. [1996]: "Causes and Consequences of Earnings Manipulation: An Analysis of Firms Subject to Enforcement Actions by the SEC". *Contemporary Accounting Research*. Vol. 13, N° 1. Spring. pp. 1-36
- DeFond, M.L. y Jiambalvo, J. [1994]: "Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals". *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 17, pp. 145-176
- Friedlan, J. [1994]: "Accounting Choices by Issuers of Initial Public Offerings". *Contemporary Accounting Research*. Vol. 11, N° 1-I, Summer, pp. 1-31
- Garza-Gómez, X.; Okumura, M. y Kunimura, M. [1999]: "Discretionary Accrual Models and the Accounting Process". Working Paper. Nagoya City University. WP N° 259. October.
- Gramlich, Jeffrey [1992]: "Discussion of Earnings Management and the Corporate Alternative Minimum Tax". *Journal of Accounting Research*. Vol. 30, Supplement 1992
- Guay, W.; Kothari, S. y Watts, R. [1996]: "A Market-Based Evaluation of Discretionary Accrual Models". *Journal of Accounting Research*. Vol. 34, Supplement, pp. 83-105
- Guill de Abornoz, B. y Alcarria, J. [2000]: "Evidencia empírica de la existencia de intentos periódicos de alisamiento del beneficio a través de la manipulación de los ajustes por devengo en un conjunto de empresas españolas". Working Paper. Universidad Jaume I de Castellón.
- Hansen, Glen A. [1999]: "Bias and Measurement Error in Discretionary Accrual Models". Working Paper. Penn State University
- Hansen, R. y Sarin, S. [1996]: "Is Honesty the Best Policy?. An Examination of Security Analyst Behavior around Seasoned Equity Offerings". Working Paper. Virginia Polytechnic Institute and State University.
- Healy, P. [1996]: "Discussion of A Market Based Evaluation of Discretionary Accrual Models". *Journal of Accounting Research*. Vol. 34, Supplement, pp. 107-115
- Healy, P. [1985]: "The Impact of Bonus Schemes on the Selection of Accounting Principles". *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 7, Abril, pp. 85-107.
- Healy, P. y Wahlen, J. [1999]: "A Review of the Earnings Management Literature and its Implications for Standard Setting". *Accounting Horizons*, Vol. 13, N° 4, pp. 365-383.
- Jeter, Debra.C. y Lakshmanan Shivakumar [1999]: "Cross Section Estimation of Abnormal Accruals Using Quarterly and Annual Data: Effectiveness in Detecting Event Specific Earnings Management". *Accounting and Business Research*. Vol. 29, N° 4, pp. 299-319
- Jiambalvo, J. [1996]: "Discussion of "Causes and Consequences of Earnings Manipulation: An Analysis of Firms Subjected to Enforcement Actions by the SEC"". *Contemporary Accounting Research*. Vol. 13, N° 1. Spring. pp. 37-47

- Jones, Jennifer J. [1991]: "Earnings Management During Import Relief Investigations". *Journal of Accounting Research*. Vol. 29, N° 2, Autumn, pp. 193-228
- Kang, S.H. y Sivaramakrishnan K. [1995]: "Issues in Testing Earnings Management and an Instrumental Variable Approach". *Journal of Accounting Research*. Vol. 33, N° 2, pp. 353-367
- Kang, Sok-Hyon [1999]: "A conceptual and Empirical Evaluation of Accrual Prediction Models". Working Paper. Yale School of Management.
- Kaplan, Robert S. [1985]: "Comments on Paul Healy: Evidence on the Effects of Bonus Schemes on Accounting Procedure and Accrual Decisions". *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 7, Abril, pp. 109-113
- Leone, Andrew J. y Rock Steve [19Bu]: "Empirical Tests of the Ratchet Principle and Implications for Studies of Earnings Management". Working Paper. University of Rochester and University of Colorado
- Liberty, S.E. y Zimmerman, J.L. [1986]: "Labor Union Contract Negotiations and Accounting Choices". *The Accounting Review*. Vol. 61, October, pp. 692-712.
- Lim, Stephen [1996]: "Institutional and Structural Constraints to Detecting Earnings Management of Firms Subjected to Price Regulation". Working Paper. University of Technology, Sidney
- McCulloch, Brian W. [1998]: "Multi-period incentives and alternative dials for Earnings Management". Working Paper. The Treasury. Wellington. New Zeland.
- McCulloch, Brian W. [1998]: "Relations among components of accruals under Earnings Management". Working Paper. The Treasury. Wellington. New Zeland.
- McNichols, M. y Wilson, P. [1988]: "Evidence of Earnings Management from the Provision for Bad Debts". *Journal of Accounting Research*, Vol. 26, Supplement, pp. 1-31.
- Peasnell, K.V.; Pope, P.F. y Young, S. [1998]: "Detecting Earnings Management Using Cross-Sectional Abnormal Accrual Models". Working Paper. Lancaster University. UK.
- Rees, L.; Gill, S. y Gore, R. [1996] "Studies on Recongition, measurement and disclosure issues". *Jounal of Accounting Research*. Vol. 34, pp. 157-169
- Saurina, J. [1999]: "¿Existe alisamiento de beneficios en las cajas de ahorros españolas?". *Moneda y Crédito*. N° 209, pp. 161-193.
- Shivakumar, L. [1996]: "Essays Related to Equity Offerings and Earnings Management". Dissertation. Vanderbilt University
- Shivakumar, L.L. [1996]: "Estimating Abnormal Accruals for Detection of Earnings Management". Working Paper. Vanderbilt University
- Subramanyan, K.R. [1996]: "The Pricing of Discretionary Accruals". *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 22, pp. 249-281
- Schipper, K. [1989]: "Commentary on Earnings Management". *Accounting Horizons*. Vol. 3, December, pp. 91-102

- Thomas, J. y Zhang, X. [1999]: "Identifying Unexpected Accruals: A Comparison of Current Approaches". Working Paper. Columbia University
- Watts, R.L. y Zimmerman [1986]: *Positive Accounting Theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Young, S. [1999]: "Systematic Measurement Error in the Estimation of Discretionary Accruals: An Evaluation of Alternative Modelling Procedures". *Journal of Business Finance and Accounting*. Vol. 26. N° 7, pp. 833-861