

Tamaño del auditor y calidad de auditoría en las empresas españolas no cotizadas *

Auditor size and audit quality in non-listed Spanish companies

Manuel Cano Rodríguez **. Universidad de Jaén

RESUMEN Tradicionalmente, se ha considerado que las grandes auditoras producen auditorías de mayor calidad. No obstante, la investigación reciente está cuestionando esta relación, señalando que las grandes auditoras sólo producen mejores auditorías cuando existe un elevado riesgo de incurrir en litigios o pérdidas de reputación. En ausencia de este riesgo —específicamente, en los países con bajo riesgo de litigio o en las empresas no cotizadas— las grandes auditoras no parecen ejercer un mayor control sobre sus clientes que las auditoras de menor tamaño. En este trabajo, se analiza si existen diferencias entre grandes y pequeñas auditoras en el control de la manipulación del resultado para evitar pérdidas. Para ello, se emplea una muestra con un bajo riesgo para los auditores: empresas no cotizadas españolas. Los resultados indican que, aunque la manipulación está presente en toda la muestra, existe un nivel de manipulación significativamente menor entre los clientes de las grandes auditoras.

PALABRAS CLAVE Calidad de Auditoría; Grandes Auditoras; Manipulación de Resultados; Evitación de Pérdidas; Incentivos para Auditorías de Calidad.

ABSTRACT Traditionally, it has been assumed that Big Auditors provide higher quality audits than non-Big Auditors. However, recent research in accounting challenges this relation, pointing that Big Auditors will provide higher quality audits only when the litigation or reputation risks are high. When these risks are low —specifically for private companies and low litigation risk countries—, Big Auditors will not exercise a tighter control over their clients than non-Big Auditors. In this paper, the differences between Big and non-Big Auditors in the control of loss-avoiding earnings management practices are analyzed, using a sample with a low level of litigation and reputation risks: A sample composed by private Spanish firms. Results show that, although both Big and non-Big Auditor's clients engage in loss-avoiding earnings management practices, there is a significant lower level of manipulation among the clients of Big Auditors.

KEYWORDS Audit quality; Big Auditors; Earnings Management; Loss-avoiding Earnings Management; Incentives for Audit Quality.

1. INTRODUCCIÓN

Según la teoría económica sobre la calidad de la auditoría enunciada por DeAngelo [1981], las grandes firmas auditoras⁽¹⁾ producirán normalmente auditorías de mayor calidad que

* El autor desea agradecer los comentarios realizados por los asistentes al V Workshop en Investigación Empírica en Contabilidad, así como por los revisores de la Revista Española de Financiación y Contabilidad. Este trabajo ha sido financiado por el proyecto SEJ2004-08176-C02-02 del Ministerio de Educación y Ciencia.

** Dirección para correspondencia: Facultad de Ciencias Sociales y Jurídicas, Despacho D3-160, Universidad de Jaén, Párraje las Lagunillas, s/n. E-23071 Jaén, Tel: +34.953.212875, Correo-e: mcano@ujaen.es.

(1) En este artículo se consideran «grandes auditoras» a las multinacionales de auditoría referenciadas en la literatura previa como *Big 6/5/4*. Específicamente, para este artículo, las «grandes auditoras» son Price-Waterhouse, Price-Waterhouse-Coopers, Coopers & Lybrand, KPMG Peat Marwick, Ernst & Young, Deloitte & Touche, y Arthur Andersen.

el resto de auditoras, dado que deben enfrentarse a mayores costes por litigio o a mayores pérdidas de reputación si comprometen su independencia. Varios trabajos empíricos han mostrado que, coherentemente con la teoría anterior, los clientes de las grandes auditoras muestran, de media, un menor nivel de manipulación de resultados [DeFond y Jiambalvo, 1991; Becker, *et al.*, 1998; Francis, *et al.*, 1999; Gore, *et al.*, 2001, y Krishnan, 2003b].

Estudios posteriores han puesto de manifiesto, no obstante, que la superior calidad de las grandes auditoras es más visible cuando el riesgo de incurrir en litigios o pérdidas de reputación es elevado. Así, en situaciones donde este riesgo es elevado, las grandes auditoras tienden a realizar un control más estricto sobre la información contable de sus clientes [Simunic y Stein, 1996; Francis y Krishnan, 1999; Reynolds y Francis, 2000; Bannister y Weist, 2001; Kim, *et al.*, 2003, y Myers, *et al.*, 2003]. Por otro lado, otros estudios han mostrado que, cuando las probabilidades de incurrir en litigios o pérdidas de reputación son bajas, la selección de una gran auditora no supone diferencias significativas en la manipulación del resultado [Kim, *et al.*, 2003; Jeong y Rho, 2004; Navarro García y Martínez Conesa, 2004; Vander Bauwhede y Willekens, 2004, y Maijoor y Vanstraelen, 2006]. Esta disparidad de resultados empíricos hace que aún permanezca sin solventar la duda sobre la existencia de una posible relación entre el tamaño de la empresa auditora y la calidad de la auditoría.

Este estudio analiza si existe diferenciación en la calidad de auditoría entre grandes y pequeñas auditoras en un entorno donde el riesgo de litigio o de pérdida de reputación es relativamente bajo: el segmento de empresas privadas⁽²⁾ españolas. Para ello, se ha empleado una muestra formada por los datos de 24.089 empresas no cotizadas españolas para el período 1997 a 2002.

Asimismo, el nivel de manipulación para evitar pérdidas es medido mediante el análisis de la discontinuidad de la función del resultado en el punto cero. El estudio de este tipo de manipulación se justifica, por un lado, por ser una manipulación frecuente entre las empresas privadas en general y las españolas en particular [Bhattacharya, *et al.*, 2003; Leuz, *et al.*, 2003; Coppens y Peek, 2005; Gallén Ortiz y Giner Inchausti, 2005]; y por otro, por los problemas metodológicos asociados a la estimación de los ajustes por devengo discrecionales [Dechow, *et al.*, 1995; Guay, *et al.*, 1996; Beneish, 1997; Hansen, 1999; Thomas y Zhang, 1999; McNichols, 2000, y Hribar y Collins, 2002], que es el método más empleado en la literatura previa sobre calidad de auditoría. No obstante, varios artículos señalan que la existencia de la discontinuidad en el punto de resultado cero puede estar producida, al menos parcialmente, por causas no discrecionales [Beaver, *et al.*, 2003a; Durtschi y Easton, 2005]. Para controlar estas posibles causas no discrecionales, el análisis se ha realizado empleando diferentes definiciones de resultado. Asimismo, dado que es bastante plausible que la selección del auditor sea una variable endógena, se ha empleado el método de estimación de Heckman [1979] para controlar el posible sesgo por auto-selección.

Los resultados se han obtenido de dos contrastes empíricos complementarios: el primero analiza el tamaño de la discontinuidad en el punto cero empleando la metodología de DeGeorge, *et al.* [1999]. Los resultados de este contraste muestran que tanto los clientes de las

(2) Empresas privadas serán aquellas cuyo capital no cotiza en un mercado bursátil. Sería el equivalente al término anglosajón *private firms*. Análogamente, se denominará indistintamente *empresas cotizadas* o *empresas públicas* a aquellas empresas cuyas acciones cotizan en un mercado financiero organizado.

grandes auditoras como los clientes de otras auditoras practican manipulaciones del resultado para evitar pérdidas, si bien la frecuencia de esta manipulación es significativamente inferior en el caso de las grandes auditoras. A fin de controlar tanto el posible efecto de otras variables no tenidas en cuenta en el contraste anterior, como el potencial sesgo por autoselección, se ha realizado un segundo contraste en el que se relaciona la probabilidad de presentar un pequeño beneficio con el hecho de ser auditado por una gran auditora. Los resultados de este contraste muestran cómo la probabilidad de presentar pequeños beneficios se reduce drásticamente para los clientes de las grandes auditoras.

Este artículo contribuye al conocimiento sobre manipulación del resultado y calidad de auditoría en varios sentidos. En primer lugar, añade evidencia para el caso de las empresas no cotizadas españolas, contribuyendo a reducir la carencia de investigación señalada por García Osmá, *et al.* [2005: 1.023] en relación a las prácticas manipuladoras de las empresas no cotizadas. En segundo lugar, la evidencia obtenida contradice los resultados de los trabajos previos que han detectado una menor diferenciación en ausencia de riesgo de litigio o pérdida de reputación. En tercer lugar, se comprueba que la contratación de una gran auditora reduce el nivel de esta manipulación, pero no la hace desaparecer. Finalmente, la evidencia obtenida es robusta frente al potencial riesgo por autoselección y frente a las posibles causas no discrecionales de la discontinuidad en el punto de beneficio cero.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma: en primer lugar, se presenta el marco teórico. Seguidamente, se relatan los métodos empleados para el análisis empírico. La siguiente sección muestra los resultados obtenidos y, finalmente, se presentan las conclusiones, limitaciones y futuras vías de investigación.

2. MARCO TEÓRICO

Según DeAngelo [1981] la calidad de la auditoría dependerá de dos condiciones: (1) de que el auditor sea capaz de detectar las irregularidades contables cometidas, y (2) de que el auditor decida incluir dichas irregularidades en el informe de auditoría. La primera de las condiciones hace referencia a la capacidad del auditor, mientras que la segunda hace referencia a su independencia. La literatura previa ha asumido frecuentemente una capacidad homogénea entre los auditores, pero ha considerado que pueden existir diferencias entre su nivel de independencia. Bajo esta asunción, la calidad del trabajo de auditoría sería definida exclusivamente por la independencia del auditor.

Siguiendo este razonamiento, DeAngelo [1981] enunció una teoría económica sobre la calidad de la auditoría, según la cual las grandes empresas auditoras realizarían auditorías de mayor calidad. Esta conclusión se basa en los diferentes costes que pueden esperar las grandes y las pequeñas auditoras si realizan auditorías de baja calidad. Así, ante irregularidades contables cometidas por los directivos de la empresa auditada, los auditores se enfrentan al dilema de informar o no sobre las mismas. En el caso de informar, la relación con el cliente podría resultar deteriorada, pudiendo llegar al extremo de perder el contrato con el mismo. Para DeAngelo, este coste potencial es más importante para las pequeñas auditoras (dado su menor número de clientes) que para las grandes auditoras, para las que un único cliente supondría un porcentaje menor de sus ingresos. Asimismo, los costes esperados de no informar se producirían bien mediante los litigios que pudieran implicar a la empresa auditora, bien en forma de pérdida de reputación. En ambos casos, los costes potenciales serían mayores para las

grandes auditoras: en cuanto a los costes por litigio, las grandes auditoras tienen una mayor probabilidad de ser llevadas a juicio, dado que poseen mayores recursos financieros (*deeper pockets*) y tienen una mejor cobertura mediante seguros [Kim, *et al.*, 2003]. Respecto a la pérdida de reputación, las grandes auditoras poseen mayor notoriedad pública, por lo que los errores en sus informes de auditoría alcanzarían mayor repercusión y, por tanto, se produciría una mayor pérdida de reputación. En conclusión, las grandes auditoras tienen mucho más que perder en el caso de renunciar a su independencia, por lo que puede esperarse que restrinjan en mayor medida la discrecionalidad contable de sus clientes.

Varios resultados empíricos apoyan esta hipótesis: las grandes auditoras producen informes de auditoría con mayor calidad [Krishnan, 2003a]. Además, el mercado de capitales premia a los clientes de las grandes auditoras, sobrevalorando sus ajustes por devengo discrecionales o las sorpresas positivas en sus cifras de resultados [Teoh y Wong, 1993], y reduciendo el coste de su deuda [Pittman y Fortin, 2004]. Por otro lado, las grandes auditoras suelen incrementar sus tarifas con una prima con respecto a las tarifas del resto de auditoras, lo cual se interpreta como pago por una mayor calidad en el trabajo, bien por mayor cantidad de horas trabajadas, bien por trabajo más cualificado [Francis, 2004: 346]. Finalmente varios estudios han contrastado la menor frecuencia de prácticas de manipulación de resultados entre los clientes de las grandes auditoras [DeFond y Jiambalvo, 1991; Becker, *et al.*, 1998; Francis, *et al.*, 1999; Gore, *et al.*, 2001; Krishnan, 2003b; Van Caneghem, 2004, y Van Tendeloo y Vanstraelen, 2005].

Sin embargo, varios estudios han mostrado que la diferenciación en calidad entre grandes y pequeñas auditoras depende del riesgo de incurrir en costes por litigio o pérdidas por reputación: cuando este riesgo es elevado, las grandes auditoras incrementan el control sobre las políticas contables de sus clientes, lo cual se traduce en un mayor nivel de calidad de auditoría. Así, en presencia de un elevado riesgo de litigio o de pérdida de reputación, las grandes auditoras son más proclives a rechazar clientes [Simunic y Stein, 1996]; influyen en la política contable de sus clientes, reduciendo su discrecionalidad con respecto a los ajustes por devengo [Reynolds y Francis, 2000], especialmente si estos ajustes tienden a incrementar el beneficio [Kim, *et al.*, 2003; Myers, *et al.*, 2003]; pueden imponer una política de reducción del resultado [Bannister y Weist, 2001] o reducir los niveles para incluir salvedades en los informes de auditoría [Francis y Krishnan, 1999].

Adicionalmente, varios trabajos muestran cómo la diferenciación en calidad desaparece cuando el riesgo de litigio o de pérdida de reputación es inferior. Por ejemplo, en aquellos países con menor riesgo de litigio que Estados Unidos, la diferenciación entre grandes y pequeñas auditoras suele ser menos visible: Maijoor y Vanstraelen [2006] obtuvieron que las diferencias en los niveles de ajustes por devengo discrecionales entre las empresas británicas, alemanas y francesas no estaban relacionadas con el tipo de auditor; Vander Bauwhede y Willekens [2004] en Bélgica, Jeong y Rho [2004] en Corea o Navarro García y Martínez Conesa [2004] en España, obtuvieron una ausencia de diferencias significativas en los niveles de ajustes por devengo discrecionales de las empresas auditadas por grandes o pequeñas auditoras; finalmente, Francis y Wang [2004] muestran cómo las grandes auditoras imponen políticas contables menos conservadoras a sus clientes en aquellos países donde el sistema legal impone una menor protección del inversor.

En definitiva, los trabajos anteriores apoyan la idea de que, en aquellos países con bajo riesgo de litigio o bajo nivel de protección del inversor, las grandes auditoras ejercen un menor

control sobre la política contable de sus clientes, no percibiéndose diferenciación entre grandes y pequeñas auditoras.

En la misma línea, Vander Bauwhede y Willekens [2004] tampoco detectaron diferenciación entre grandes y pequeñas auditoras en una muestra de empresas privadas belgas. Este resultado es consistente con los anteriores, dado que, en las empresas privadas, tanto el riesgo de litigio como el de pérdida de reputación son menores que en el caso de empresas públicas, por varias razones: en primer lugar, porque las empresas públicas están obligadas a presentar un mayor volumen de información y con mayor periodicidad que las privadas. Asimismo, estas empresas están bajo vigilancia por parte de las autoridades del mercado y su información es utilizada por un número elevado de inversores y analistas. En definitiva, proporcionan un mayor volumen de información, que estará sujeta a un minucioso escrutinio por un número elevado de usuarios. Por el contrario, los requerimientos de información exigidos a las empresas privadas son sensiblemente menores, y la información publicada por estas empresas privadas sólo se utilizará, por lo general, por aquellos agentes que vayan a realizar operaciones con ella. Más aún, es frecuente que estos agentes puedan obtener información por canales alternativos, tales como la obtención de información de forma privada [Ball y Shivakumar, 2005]. En consecuencia, la existencia de una irregularidad en la información contable tendrá una probabilidad mucho menor de ser descubierta en una empresa privada.

Los costes que pueden esperarse de este descubrimiento son también menores en el caso de las empresas privadas. Aunque tanto para las empresas privadas como para las públicas puedan existir costes derivados de la responsabilidad legal de la manipulación, la trascendencia en el caso de las públicas será mayor, dada su mayor notoriedad y el mayor número de potenciales usuarios a los que afectaría. Asimismo, el propio mercado de capitales podría castigar la detección de estas irregularidades mediante la caída de las cotizaciones. En el caso de las empresas privadas, el efecto del descubrimiento de la manipulación dependerá de la relación de la empresa con la contraparte contratante y, salvo excepciones, no llegará a ser conocida por otros usuarios relacionados con la empresa manipuladora.

Como consecuencia, la menor probabilidad de descubrir el error en el informe de auditoría y el menor coste esperado por tal descubrimiento hace que las manipulaciones realizadas por las empresas privadas tengan un mayor valor esperado que las realizadas por empresas públicas. Consistentemente con esta idea, Ball y Shivakumar [2005] muestran cómo las empresas públicas británicas realizan una contabilidad menos agresiva que las empresas privadas, mientras que Burgstahler, *et al.* [2006] obtuvieron un mayor nivel de manipulación del resultado entre las empresas privadas europeas que entre las públicas.

En resumen, los trabajos antes citados muestran cómo las grandes auditoras actúan de forma oportunista, produciendo auditorías de calidad cuando se enfrentan a situaciones de alto riesgo, y produciendo auditorías de menor calidad cuando ese riesgo no es tan relevante.

No obstante, existen trabajos que han obtenido resultados contrarios a esta conclusión. Por ejemplo, Van Caneghem [2004] observó la existencia de la diferenciación en calidad en una muestra de empresas públicas británicas. Asimismo, Van Tendeloo y Vanstraelen [2005], utilizando una muestra de empresas privadas de varios países europeos, también obtuvieron apoyo para la diferenciación en calidad de las grandes auditoras.

En el presente trabajo se pretende aportar evidencia adicional sobre la diferenciación en la calidad de las grandes y las pequeñas auditoras en el caso de las empresas privadas españolas. De acuerdo con la literatura previa antes mencionada, no cabría esperar una diferenciación significativa en la calidad de auditoría de ambos tipos de auditores, dado que, por un lado, se está analizando un país con riesgo por litigio prácticamente nulo y con un nivel de protección del inversor relativamente bajo [La Porta, *et al.*, 1998; Van Tendeloo y Vanstraelen, 2005, y Bushman y Piotroski, 2006]; y, por otro lado, se emplea una muestra de empresas privadas. Ambas características definen un marco con un bajo riesgo para el auditor y, por tanto, no cabría esperar que las grandes auditoras ejerciesen un mayor control que las demás auditoras sobre sus clientes. Por tanto, se enuncia la hipótesis 1 en el siguiente sentido:

Hipótesis 1. No existe diferenciación en el nivel de la calidad de auditoría (medida a través del control de la manipulación para evitar pérdidas) entre las grandes y las pequeñas auditoras en el caso de las empresas privadas españolas.

3. MÉTODO

3.1. MANIPULACIÓN CONTABLE Y DISCONTINUIDADES EN LA DISTRIBUCIÓN DEL RESULTADO

McNichols [2000] menciona tres formas de medir la manipulación del resultado: la estimación del volumen total de ajustes por devengo discrecionales, la estimación de la parte discrecional de un ajuste por devengo concreto, y el estudio de las propiedades estadísticas de la distribución del resultado. Hasta la fecha, la literatura sobre calidad de la auditoría ha empleado preferentemente el primer método. Sin embargo, la investigación contable ha señalado que los modelos empleados presentan importantes problemas por su baja potencia y su posible falta de especificación [Dechow, *et al.*, 1995; Guay, *et al.*, 1996; Beneish, 1997; Hansen, 1999; Thomas y Zhang, 1999; McNichols, 2000, y Hribar y Collins, 2002].

Por este motivo, para este trabajo se ha seleccionado el método del estudio de las discontinuidades de la distribución del resultado. Este método parte de la idea de que los directivos desean que los resultados superen determinados objetivos, tales como el nivel de beneficios cero o el nivel de resultados alcanzado en el período anterior, llegando incluso a manipular el resultado para rebasar dichos niveles. Varios artículos [Burgstahler y Dichev, 1997; Degeorge, *et al.*, 1999; Beatty, *et al.*, 2002; Gore, *et al.*, 2002; Beaver, *et al.*, 2003b; Holland y Ramsay, 2003] han analizado la distribución transversal del resultado, encontrando una acumulación excesiva de empresas con resultados situados en los intervalos inmediatamente superiores a los niveles objetivo (pequeños beneficios o pequeños incrementos en el resultado), y un número anormalmente bajo de empresas que presentaban resultados en los intervalos inmediatamente inferiores (pequeñas pérdidas o pequeñas reducciones en el resultado). Esta acumulación excesiva produce «saltos» o discontinuidades en la distribución transversal de los resultados.

La principal causa a la que se atribuyen estas discontinuidades es la manipulación del resultado. Esta suposición está basada en el hecho de que la diferencia significativa entre el número de empresas que cabría esperar en los intervalos adyacentes al nivel objetivo y el número real de empresas observado, hace poco probable que estas diferencias sean producidas por causas no discrecionales [McNichols, 2000]. Sin embargo, otros autores han cuestionado esta suposición: Dechow, *et al.* [2003] no obtuvieron relación alguna entre la

discontinuidad ubicada en el nivel de beneficio cero y los ajustes por devengo discrecionales, aunque Gore *et al.* [2002], por el contrario, mostraron que los ajustes por devengo discrecionales correspondientes al capital circulante eran empleados para formar estas discontinuidades. Otros trabajos han señalado que la formación de las discontinuidades puede estar motivada, al menos en parte, por causas no discrecionales: Beaver *et al.* [2003a] obtuvieron que, aproximadamente, dos terceras partes de la discontinuidad pueden deberse al tratamiento fiscal asimétrico que reciben los beneficios y las pérdidas, o al efecto de los resultados extraordinarios. Durtschi y Easton [2005], por su parte, atribuyen la formación de la discontinuidad a la influencia del deflactor utilizado para normalizar las cifras de resultados y al sesgo introducido en la selección de la muestra.

En resumen, la formación de las discontinuidades en determinados puntos de la distribución de resultados se viene considerando generalmente como una manifestación de la manipulación del resultado, aunque hay evidencia de que determinadas causas no discrecionales pueden contribuir a la formación de estas discontinuidades.

En el presente trabajo compararemos el nivel de manipulación para evitar pérdidas de los clientes de las grandes y las pequeñas auditoras. La selección de este método se basa en dos razones: 1) Los problemas ya aludidos de los métodos de estimación de ajustes por devengo discrecionales; y, 2) Porque la literatura previa ha mostrado que este tipo de manipulación es frecuente en España y, específicamente, entre las empresas no cotizadas [Bhattacharya *et al.*, 2003; Leuz *et al.*, 2003; Coppers y Peek, 2005]. No obstante, para garantizar la robustez de los resultados, se controlarán las causas no discrecionales mencionadas.

3.2. MODELO ESTADÍSTICO

Para analizar si el tipo de auditor seleccionado influye en la formación de la discontinuidad, se emplean dos tipos de contraste estadístico: el primero es el contraste de DeGeorge *et al.* [1999]. Este contraste se basa en la suposición de que, en ausencia de manipulación, la distribución de resultados sigue una línea suavizada. Si existe una diferencia significativa entre la variación de la proporción de casos en un intervalo determinado y el promedio de variaciones en los intervalos adyacentes, puede concluirse que la distribución no es suavizada y, por tanto, existirá manipulación del resultado. Este contraste se ha aplicado tanto a la muestra completa como a las submuestras de empresas auditadas por grandes y pequeñas auditoras, analizando si en ambas submuestras se generan discontinuidades y, en caso afirmativo, su significatividad.

Este primer test puede servir para conocer la existencia de discontinuidades y como una primera aproximación a la diferenciación entre grandes y pequeñas auditoras. Sin embargo, no soluciona el posible sesgo por auto-selección [Francis, 2004: 354]: si se observa, por ejemplo, que la discontinuidad en la submuestra de clientes de grandes auditoras es menos evidente que la observada en la submuestra de clientes de pequeñas auditoras, se podría concluir que las grandes auditoras están restringiendo en mayor medida este tipo de manipulación. Sin embargo, existe otra explicación alternativa: que las empresas que no manipulan sus resultados elijan más frecuentemente grandes auditoras que las empresas que sí manipulan sus resultados. En este caso, no sería la mayor calidad en la auditoría de las grandes auditoras la que produce la restricción en las prácticas de manipulación, sino la elección de los directivos la que condiciona, al mismo tiempo, el bajo nivel de manipulación y la elección del auditor.

Para superar este posible problema, se emplea una segunda metodología, basada en un modelo probit, como el empleado en Beatty *et al.* [2002] y Van Caneghem [2004]. El problema de autoselección es controlado mediante la estimación del modelo en dos pasos, siguiendo el método desarrollado por Heckman [1979], de forma similar a las aplicaciones empíricas realizadas por Weber y Willemborg [1999], Kim *et al.* [2003] o Chaney *et al.* [2004] a los estudios sobre calidad de auditoría.

En este método de dos fases, el primer paso consiste en la estimación de la probabilidad de elegir una gran auditora por parte de la empresa. Esta estimación se realiza usando el siguiente modelo *probit* [1]:

$Pr (Big_{it} = 1) = \Phi (\gamma_{0t} + \gamma_{1t} \cdot AD_{it} + \gamma_{2t} \cdot Tama\tilde{n}o_{it} + \gamma_{3t} \cdot Crecimiento_{it} + \gamma_{4t} \cdot Deuda_{it} + \gamma_{5t} \cdot P\acute{e}rdidas_{it} + \gamma_{6t} \cdot ComExt_{it} + \gamma_{7t} \cdot CapExt_{it} + \gamma_{8t} \cdot InvExt_{it} + \gamma_{9t} \cdot Consolida_{it})$ <p><i>Pr</i> indica el operador de probabilidad; el subíndice <i>i</i> representa la empresa; el subíndice <i>t</i>, el período; Φ indica la función de probabilidad acumulada de la distribución normal estándar; las definiciones de cada una de las variables incluidas en el modelo se encuentran recogidas en el Apéndice 1.</p>	[1]
---	-----

Este modelo es similar a los empleados por Francis *et al.* [1999], Kim *et al.* [2003] o Chaney *et al.* [2004]. En los dos primeros, la selección de una gran firma de auditoría se relaciona positivamente con el tamaño de la empresa, las oportunidades de crecimiento y los niveles de ajustes por devengo. Francis *et al.* consideraron que la variable «Pérdidas», la cual se incluye para controlar situaciones de problemas financieros, debería tener una influencia negativa, aunque el resultado obtenido fue no significativo. Por su parte, Kim *et al.*, obtuvieron para esta variable un coeficiente significativamente positivo. Finalmente, Francis *et al.*, no predijeron ningún signo para el endeudamiento, aunque sus resultados presentaron una influencia negativa.

Por su parte, el trabajo de Chaney *et al.*, se diferencia de los anteriores en que se centra específicamente en las empresas privadas. Chaney *et al.*, señalan que la selección de una gran auditora estará influenciada por el tamaño de la empresa auditada, así como por la complejidad del trabajo de auditoría y su riesgo. Dado que la labor de auditoría de un grupo de empresas será, de media, más compleja que la auditoría de una empresa individual, se ha incluido la variable «Consolida» para controlar este efecto. Es de esperar, por tanto, un coeficiente positivo para esta variable.

Asimismo, cuanto mayor sea la internacionalización de la empresa, cabe suponer que existirá una mayor probabilidad de seleccionar una auditora multinacional. Por este motivo, se introducen tres variables dicotómicas más: «ComExt», la cual indica si la empresa realiza comercio exterior; «CapExt», que señala las empresas en cuyo capital existe participación extranjera; y, por último, «InvExt», la cual indica si las empresas poseen inversiones en el extranjero.

El modelo [1] es estimado para cada año y para todas las empresas que componen la muestra. Una vez estimado, se calcula el inverso del ratio de Mills para cada observación, y se introduce en la segunda etapa del modelo. Esta segunda etapa consiste en la estimación de un segundo modelo probit:

$$Pr (PB_{it} = 1) = \Phi \left(\alpha_1 + \beta_1 \cdot Big_{it} + \beta_2 \cdot Tamaño_{it} + \beta_3 \cdot Deuda_{it} + \beta_4 \cdot CFO_{it} + \beta_5 \cdot \lambda_{it} + \sum_{j=1}^5 \beta_{5+j} \cdot Año_{1997+j} \right)$$

Pr indica el operador de probabilidad; el subíndice *i* representa la empresa; el subíndice *t*, el período; Φ indica la función de probabilidad acumulada de la distribución normal estándar; las definiciones de cada una de las variables incluidas en el modelo se encuentran recogidas en el Apéndice 1.

[2]

Este modelo se contrasta sobre una submuestra compuesta por aquellas empresas que han presentado como resultado neto bien un pequeño beneficio, bien una pequeña pérdida. De esta forma, se relaciona la probabilidad de presentar un pequeño beneficio con la selección del tipo de auditor. La significación del coeficiente β_1 será la que ofrezca apoyo o refute la hipótesis sobre la ausencia de diferenciación entre grandes y pequeñas auditoras: si el valor de este coeficiente no es significativamente distinto de cero, se obtendría apoyo para la hipótesis enunciada; sin embargo, si el valor del parámetro es negativo y significativo, estará indicando que las grandes auditoras restringen en mayor medida este tipo de manipulación; finalmente, si el parámetro obtuviera un valor positivo y significativo, se obtendría que las pequeñas auditoras restringen en mayor medida este tipo de manipulación que las grandes.

En cuanto al problema de auto-selección, en este modelo se ha incluido el inverso del ratio de Mills, obtenido tras la estimación del modelo [1] mediante la variable λ_{it} . Con la introducción de esta variable en el modelo [2], se consigue evitar el problema de auto-selección [Kim *et al.*, 2003; Chaney *et al.*, 2004].

El resto de variables incluidas en el análisis son variables de control. La variable «Tamaño» se emplea para controlar el efecto de la dimensión de la empresa. Burgstahler y Dichev [1997] señalan que las empresas más grandes tienden a realizar más frecuentemente manipulaciones para evitar pérdidas. Además, también puede esperarse que las grandes empresas sean más rentables, gracias al efecto escala. Por tanto, puede esperarse un signo positivo para el coeficiente de esta variable.

La variable «Deuda» ha sido incluida porque la literatura previa ha mostrado que esta variable puede afectar a los requerimientos de calidad en la información contable de las empresas no cotizadas, dado que cuanto mayor sea el riesgo de impago de la empresa, más estrecho será el control que ejerzan sus acreedores sobre la información pública presentada [Ball y Shivakumar, 2005]. Esto supondría que, a mayor deuda, menor nivel de manipulación, por lo que el coeficiente de esta variable debería resultar negativo. No obstante, Van Caneghem [2004] señala que, cuanto mayor es el nivel de la deuda, mayores son los incentivos de la dirección de la empresa para evitar las pérdidas. De acuerdo con esta suposición, el coeficiente de esta variable debería ser positivo.

El flujo de caja operativo («CFO») se incluye siguiendo el resultado de Kim *et al.* [2003], quienes documentaron que los clientes de las grandes auditoras poseen, de media, un mayor nivel de flujo de caja que los clientes de las pequeñas auditoras.

Finalmente, en el período elegido para la muestra (1997 a 2003) se han producido importantes cambios en la estructura del mercado de auditoría, tanto a nivel de España como a

nivel internacional. Así, en estos años, dos grandes auditoras se fusionaron en una única entidad (Price Waterhouse y Coopers & Lybrand) y se produjo la desaparición de otra gran auditora (Arthur Andersen) que pasó a integrarse, en el caso español, en Deloitte & Touche. Dado que la investigación internacional ha detectado un incremento en el conservadurismo de las grandes auditoras a raíz de la desaparición de Arthur Andersen [Cahan y Zhang, 2006], se introducen variables dicotómicas para indicar el período al que corresponden las observaciones, con la finalidad de controlar el posible efecto de los cambios en el mercado de auditoría.

3.3. LA VARIABLE RESULTADO

La metodología empleada parte de la suposición de que las discontinuidades en la distribución de los resultados son fruto de la manipulación del resultado. Sin embargo, dos trabajos recientes realizados por Beaver *et al.* [2003a] y Durtschi y Easton [2005] han señalado que estas discontinuidades pueden ser debidas, al menos parcialmente, a causas no discrecionales. Específicamente, Beaver *et al.* [2003a] mostraron que el tratamiento fiscal asimétrico para beneficios y pérdidas y los resultados extraordinarios pueden crear gran parte de la discontinuidad en el punto cero. Durtschi y Easton [2005] atribuyen la formación de las discontinuidades al uso de deflatores inadecuados o al sesgo en la selección de la muestra.

Para controlar los efectos anteriores, se han empleado tres medidas de resultados diferentes: el resultado neto después de impuestos, el resultado antes de impuestos, y el resultado de las actividades ordinarias (antes de resultados extraordinarios e impuesto sobre beneficios). De esta forma, al eliminar el impuesto sobre sociedades y los resultados extraordinarios, se pretende eliminar las posibles causas no discrecionales de la discontinuidad señaladas por Beaver *et al.* [2003a]⁽³⁾.

Para controlar el posible efecto del denominador, se han empleado las medidas de resultado anteriores tanto deflactadas por los activos a principios del período, como sin deflactar. En definitiva, se han empleado seis medidas de resultado: el resultado después de impuestos dividido por el activo; el resultado antes de impuestos dividido por el activo; el resultado de actividades ordinarias dividido por el activo; el resultado después de impuestos; el resultado antes de impuestos; y, finalmente, el resultado de las actividades ordinarias.

Cuando se han utilizado los resultados deflactados, las empresas han sido clasificadas como empresas con pequeño beneficio (pequeña pérdida) cuando el valor de la variable se encontraba entre 0 y 0,5% (-0,5% y 0). Cuando se emplearon los resultados no deflactados, se consideró que una empresa había obtenido un pequeño beneficio (pequeña pérdida) cuando su resultado estaba entre 0 euros y 50.000 euros (-50.000 euros y 0 euros)⁽⁴⁾.

(3) No obstante, aunque Beaver *et al.* [2003] señalan que el efecto impositivo y los resultados extraordinarios pueden, en parte, ser debidos a causas no discrecionales, también aceptan la posibilidad de que parte del efecto de estas variables sea debido a causas discrecionales.

(4) Los contrastes se han realizado también con los valores de $\pm 1\%$ y $\pm 0,25\%$ para las variables deflactadas y ± 100.000 y ± 25.000 euros para las no deflactadas. Los resultados (no incluidos en esta versión del artículo) no resultaron cualitativamente diferentes.

4. RESULTADOS

4.1. ANÁLISIS DE LA MUESTRA Y ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

La muestra empleada ha sido obtenida de la base de datos SABI, actualizada a junio de 2004. Se seleccionaron las empresas españolas privadas auditadas, no financieras, para el período entre 1997 y 2002. Las observaciones para las que no constaba el nombre del auditor o con fondos propios negativos, fueron eliminadas de la muestra, quedando así compuesta por 27.746 empresas.

De esta muestra inicial, se eliminaron las observaciones que quedaban por debajo del percentil 1 y por encima del 99 para las variables Resultado después de Impuestos sobre Activo, Tamaño y Ajustes por Devengo, obteniendo así la muestra definitiva. Esta muestra está compuesta por 24.089 empresas diferentes y 73.627 observaciones empresa-año, variando el rango de observaciones por año entre las 17.163 obtenidas para el año 2002 y las 1.333 obtenidas para 1997.

Las estadísticas descriptivas de la muestra en su conjunto, así como para las submuestras de clientes de grandes y pequeñas auditoras pueden observarse en la Tabla 1. Dicha tabla también presenta los valores del test t de comparación de medias entre las dos submuestras para cada variable.

TABLA 1
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS (I)
COMPARACIÓN ENTRE CLIENTES DE GRANDES AUDITORAS Y OTRAS AUDITORAS PARA LA MUESTRA COMPLETA

	Muestra completa			Big=1			Big=0			t		
	Casos	Media	Mediana	Desviación	Casos	Media	Mediana	Desviación	Casos		Media	Mediana
RD/A	73.627	4,50%	3,50%	6,20%	19.894	4,30%	3,80%	7,50%	53.733	4,50%	3,50%	5,70%
RA/A	73.627	6,50%	4,90%	8,80%	19.894	6,30%	5,10%	10,10%	53.733	6,60%	4,90%	8,20%
RAO/A	73.627	4,10%	3,30%	6,50%	19.894	4,20%	3,70%	7,50%	53.733	4,00%	3,20%	6,10%
RDI	73.627	731,96	266,00	4.940,47	19.894	1.291,68	490,00	9.196,43	53.733	524,73	229,00	1.405,23
RAI	73.627	711,64	246,00	4.574,11	19.894	1.355,06	469,00	8.408,01	53.733	473,42	208,00	1.511,91
RAO	73.627	1.013,35	377,00	6.594,68	19.894	1.730,08	660,00	12.267,10	53.733	747,98	326,00	1.902,38
Tamaño	73.627	9,39	9,26	0,96	19.894	9,86	9,77	1,14	53.733	9,22	9,14	0,82
Deuda	73.627	63,10%	66,20%	22,40%	19.894	62,70%	65,00%	23,30%	53.733	63,20%	66,70%	22,10%
CFO	73.627	-0,10%	-0,20%	11,00%	19.894	-0,30%	-0,30%	12,50%	53.733	0,00%	-0,10%	10,40%
AD	73.627	4,60%	4,20%	10,20%	19.894	4,70%	4,50%	11,30%	53.733	4,50%	4,20%	9,70%
Crecimiento	73.627	19,30%	9,20%	213,20%	19.894	24,20%	8,80%	271,40%	53.733	17,50%	9,40%	187,10%
ComExt	73.627	59,00%	100,00%	49,20%	19.894	63,50%	100,00%	48,10%	53.733	57,30%	100,00%	49,50%
CapExt	73.627	16,80%	0,00%	37,40%	19.894	42,10%	0,00%	49,40%	53.733	7,40%	0,00%	26,20%
InvExt	73.627	11,40%	0,00%	31,80%	19.894	17,50%	0,00%	38,00%	53.733	9,20%	0,00%	28,90%
Consolida	73.627	2,30%	0,00%	15,10%	19.894	5,70%	0,00%	23,20%	53.733	1,10%	0,00%	10,40%

RD, RAI y RAO están indicados en miles de euros.
 t indica el contraste de comparación de medias entre las submuestras de Big = 1 y Big = 0, sin asumir varianzas iguales.
 * Indica que el p-valor del contraste t es inferior a 5%.
 † Indica que el p-valor del contraste t es inferior a 10%.

La tabla muestra cómo los clientes de las grandes auditoras presentan una menor rentabilidad tanto antes como después de impuestos, aunque tienen un mayor resultado ordinario sobre activo. Estos resultados indicarían que los clientes de las grandes auditoras tienen mayores pérdidas extraordinarias (o los clientes de las pequeñas auditoras mayores beneficios extraordinarios) sobre el total activo.

En cuanto a las medidas del resultado no normalizadas, son mayores en el caso de los clientes de las grandes auditoras, dado que estas empresas tienen mayor dimensión que los clientes de otras auditoras (como se observa en la diferencia existente para la variable Tamaño). Asimismo, suelen ser empresas menos endeudadas y con un menor flujo de caja operativo sobre activo. No se observan diferencias significativas al 5% en los ajustes por devengo, aunque, al 10% de significación, se observaría un mayor nivel de ajustes en las empresas clientes de las grandes auditoras. Finalmente, estas empresas tienen también una mayor tasa de crecimiento, una mayor relación con el exterior, y una mayor proporción de empresas que consolidan sus estados financieros.

Dado que el modelo probit [2] se contrastará sobre la submuestra de observaciones de pequeñas pérdidas y pequeños beneficios, la Tabla 2 muestra las estadísticas descriptivas para esta submuestra, siguiendo el mismo patrón de la Tabla 1. Concretamente, se presentan las estadísticas descriptivas para la submuestra de empresas cuyo resultado después de impuestos se sitúa entre el -0,5% y el 0,5% del activo.

Las diferencias existentes entre los clientes de grandes y pequeñas auditoras son similares en este caso a las observadas para la muestra completa, pero con algunas puntualizaciones: no se observan diferencias significativas en los resultados sin normalizar, en el flujo de caja o en los ajustes por devengo. Sí se mantienen, y en el mismo sentido que el expuesto para la muestra completa, las diferencias en rentabilidad (antes y después de impuestos), en el resultado ordinario sobre activo (si bien sólo significativa al 10%), en tamaño, en endeudamiento, en internacionalización y en el porcentaje de empresas que consolidan.

TABLA 2
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS (II)
COMPARACIÓN ENTRE CLIENTES DE GRANDES AUDITORAS Y OTRAS AUDITORAS PARA LA SUB-MUESTRA DE EMPRESAS CON $-0,5\% < RDI/A < 0,5\%$

	Muestra completa			Big=1			Big=0			t			
	Casos	Media	Mediana	Desviación	Casos	Media	Mediana	Desviación	Casos		Media	Mediana	Desviación
RDI/A	5.726	0,20%	0,20%	0,20%	1.485	0,10%	0,10%	0,20%	4.241	0,20%	0,20%	0,20%	8,54 *
RAI/A	5.726	0,30%	0,30%	1,00%	1.485	0,20%	0,20%	0,80%	4.241	0,30%	0,30%	1,00%	5,23 *
RAO/A	5.726	-0,20%	0,10%	3,20%	1.485	-0,10%	0,10%	3,50%	4.241	-0,30%	0,10%	3,00%	-1,87 †
RDI	5.726	24,17	12,00	171,11	1.485	32,84	16,00	316,62	4.241	21,13	12,00	66,31	-1,41
RAI	5.726	31,78	19,00	677,51	1.485	19,86	26,00	1.262,24	4.241	35,96	18,00	248,80	0,49
RAO	5.726	-35,47	5,00	1.505,64	1.485	-58,70	10,00	2.678,00	4.241	-27,33	4,00	741,46	0,45
Tamaño	5.726	9,27	9,17	0,99	1.485	9,71	9,63	1,22	4.241	9,12	9,05	0,85	-17,37 *
Deuda	5.726	74,40%	79,40%	20,60%	1.485	73,20%	78,70%	22,80%	4.241	74,90%	79,70%	19,70%	2,58 *
CFO	5.726	-3,00%	-2,20%	10,00%	1.485	-3,00%	-2,40%	10,90%	4.241	-2,90%	-2,20%	9,60%	0,20 *
AD	5.726	3,10%	2,40%	10,00%	1.485	3,10%	2,50%	10,90%	4.241	3,10%	2,40%	9,60%	-0,01 *
Crecimiento	5.726	11,10%	3,90%	123,70%	1.485	22,20%	4,70%	215,60%	4.241	7,20%	3,60%	65,70%	-2,64 *
ComExt	5.726	53,40%	100,00%	49,90%	1.485	55,70%	100,00%	49,70%	4.241	52,70%	100,00%	49,90%	-2,02 *
CapExt	5.726	15,70%	0,00%	36,40%	1.485	34,60%	0,00%	47,60%	4.241	9,00%	0,00%	28,70%	-19,51 *
InvExt	5.726	8,70%	0,00%	28,20%	1.485	13,00%	0,00%	33,60%	4.241	7,20%	0,00%	25,80%	-6,08 *
Consolida	5.726	1,80%	0,00%	13,40%	1.485	4,70%	0,00%	21,20%	4.241	0,80%	0,00%	8,90%	-6,90 *

RDI, RAI y RAO están indicados en miles de euros.

t indica el contraste de comparación de medias entre las submuestras de Big = 1 y Big = 0, sin asumir varianzas iguales.

* Indica que el p-valor del contraste t es inferior a 5%.

† Indica que el p-valor del contraste t es inferior a 10%.

4.2. TEST DEGEORGE ET AL. [1999]

Los resultados obtenidos de la aplicación del test de DeGeorge *et al.* [1999] para detectar la existencia de las discontinuidades pueden observarse en la Tabla 3.

TABLA 3
 CONTRASTES DE EXISTENCIA DE DISCONTINUIDADES

	MUESTRA COMPLETA		BIG = 1		BIG = 0	
	N	t	N	T	N	t
-0,005 <RDI/A<0 0 < RDI/A< 0,005	1.056 4.670	25,02 *	363 1.122	13,24 *	693 3.548	21,27 *
-0,005 <RAI/A<0 0 < RAI/A< 0,005	829 3.432	20,70 *	301 909	12,06 *	528 2.523	16,91 *
-0,005 <RAO/A < 0 € 0 € < RAO/A < 0,005 €	2.159 3.901	11,09 *	528 899	6,81 *	1.652 3.036	9,08 *
-50.000 € < RDI < 0 € 0 € < RDI < 50000 €	1.414 7.503	39,54 *	314 1.099	14,50 *	1.100 6.404	37,00 *
-50000 € < RAI < 0 € 0 € < RAI < 50000 €	1.148 5.465	30,90 *	272 873	12,64 *	876 4.592	28,28 *
-50000 € < RAO < 0 € 0 € < RAO < 50000 €	2.841 6.413	23,14 *	485 873	7,35 *	2.356 5.540	22,12 *

N = Número de observaciones
 t = Estadístico t de DeGeorge et al.
 * indica que el p-valor es inferior al 5%

El número de observaciones con pequeños beneficios para el resultado neto deflactado es significativamente mayor que el número de observaciones con pequeñas pérdidas en la misma variable para los tres casos (muestra completa, clientes de grandes auditoras, y clientes de pequeñas auditoras). Sin embargo, el valor del test *t* es menor en el caso de los clientes de grandes auditoras. Este resultado indica que la manipulación para evitar pérdidas es inferior entre los clientes de las grandes auditoras, aunque esta manipulación no se elimina totalmente. Este resultado, por tanto, conduce al rechazo de la Hipótesis 1.

La Figura 1 representa la distribución del resultado después de impuestos sobre total activo. Se puede observar un salto desde el intervalo (-0,005;0) al intervalo (0;0,005) en los tres paneles. En el caso de los clientes de grandes auditoras, además, se observa también un importante salto entre los intervalos (0;0,005) y (0,005;0,010), el cual no está presente en la muestra completa o en la submuestra de otras auditoras.

Para controlar el posible efecto no discrecional del impuesto, se ha aplicado el mismo test usando como medida de resultados el beneficio antes de impuestos sobre total activo. Los resultados presentados en la Tabla 3 muestran valores significativos del estadístico *t* para esta medida. No obstante, su valor es inferior al obtenido para el resultado después de impuestos en los tres casos, lo que viene a confirmar lo observado por Beaver *et al.* [2003a] en cuanto a la contribución del impuesto en la formación de la discontinuidad. Asimismo, el valor de *t* sigue siendo inferior para los clientes de las grandes auditoras, manteniéndose la conclusión anterior: la selección de una gran auditora reduce la manipulación del resultado para evitar pérdidas, pero no supone su desaparición. Consecuentemente, los resultados obtenidos para esta definición del resultado también conducen al rechazo de la Hipótesis 1.

La Figura 2 muestra la distribución transversal para el resultado antes de impuestos sobre activo. El patrón es muy similar al obtenido para el resultado después de impuestos: se observa el salto en el número de casos del intervalo negativo más cercano a cero hacia el primer intervalo positivo. Asimismo, para el caso de los clientes de grandes auditoras, se continúa observando un número significativamente superior en este primer intervalo en relación con los siguientes intervalos positivos.

Finalmente, el test se ha aplicado también al resultado de actividades ordinarias sobre activo. De nuevo se observan discontinuidades en el punto cero, aunque se produce una notable reducción en su magnitud para los tres casos, como indican los menores valores del estadístico t. Esta reducción también es coherente con lo observado por Beaver et al. [2003a]. En cualquier caso, a pesar de esta reducción, el salto al primer intervalo positivo sigue siendo significativo en los tres casos, siendo el menor valor del estadístico el obtenido para los clientes de las grandes auditoras. Por tanto, la interpretación de los resultados anteriores seguiría siendo válida para esta medida, para la cual también se obtendría el rechazo de la Hipótesis 1.

La Figura 3 muestra la distribución transversal de esta medida de resultado. En ella se observan tanto la existencia de las discontinuidades como su menor dimensión comparada con las variables anteriores.

FIGURA 1
DISTRIBUCIÓN DEL RESULTADO DESPUÉS DE IMPUESTOS/ACTIVO

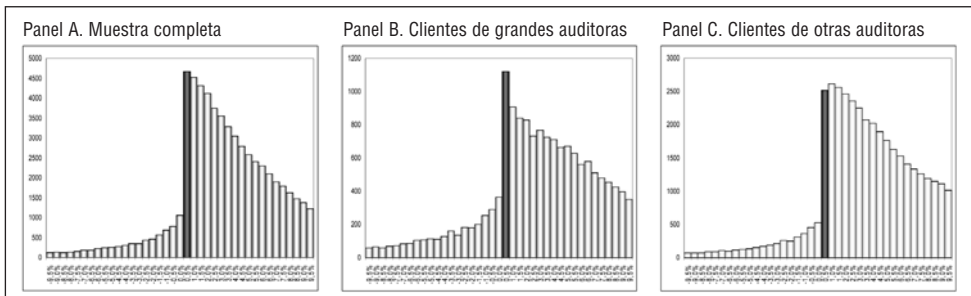


FIGURA 2
DISTRIBUCIÓN DEL RESULTADO ANTES DE IMPUESTOS/ACTIVO

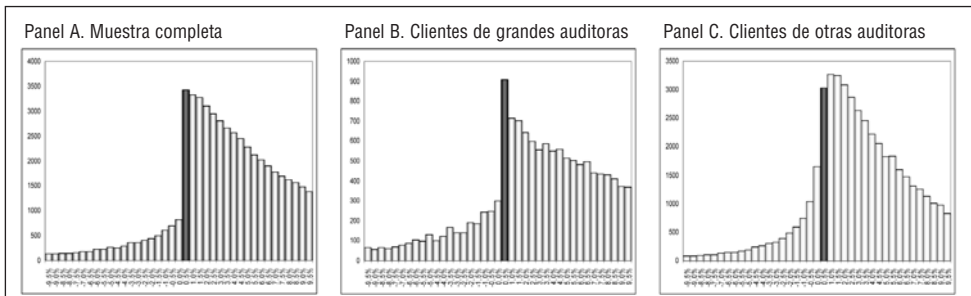
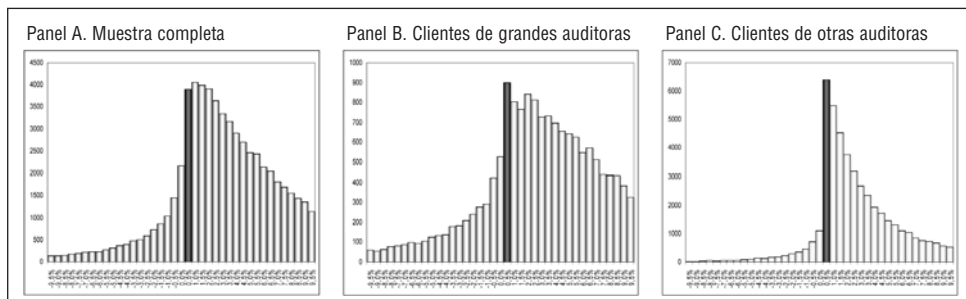


FIGURA 3
DISTRIBUCIÓN DEL RESULTADO ORDINARIO/ACTIVO



Asimismo, para controlar que la discontinuidad no sea producida por la variable deflactora empleada, se han estudiado las distribuciones de los tres tipos de resultado sin deflactor. Los valores obtenidos se muestran también en la Tabla 3, siendo los resultados similares a los obtenidos con las variables deflactadas: la discontinuidad persiste para las tres sub-muestras y las tres definiciones del resultado. Asimismo, el valor del estadístico *t* es inferior para la muestra de clientes de grandes auditoras, lo que señala la menor dimensión de la discontinuidad entre estas empresas. Este resultado implicaría el rechazo de la Hipótesis 1.

Finalmente, igual que se ha observado para las variables normalizadas, la dimensión de la discontinuidad se reduce al eliminar los efectos del impuesto sobre beneficios y los resultados extraordinarios. Las Figuras 4, 5 y 6 representan gráficamente las distribuciones de estas tres variables.

FIGURA 4
DISTRIBUCIÓN DEL RESULTADO DESPUÉS DE IMPUESTOS

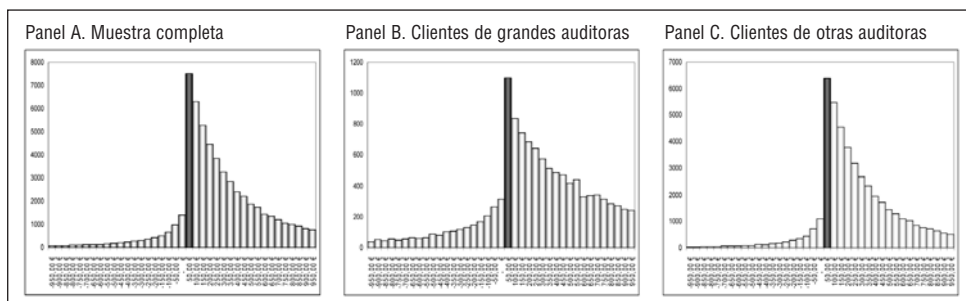


FIGURA 5
DISTRIBUCIÓN DEL RESULTADO ANTES DE IMPUESTOS

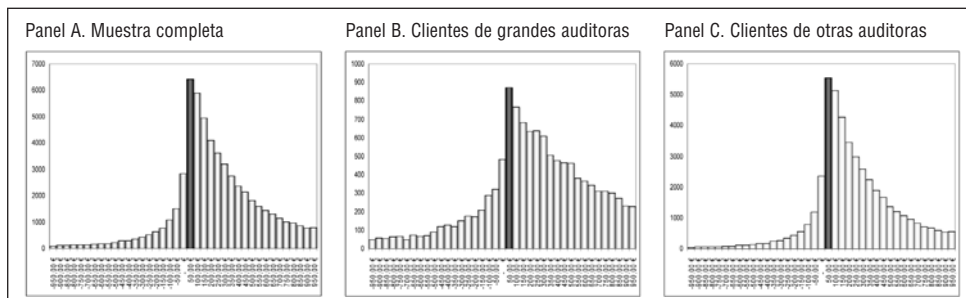
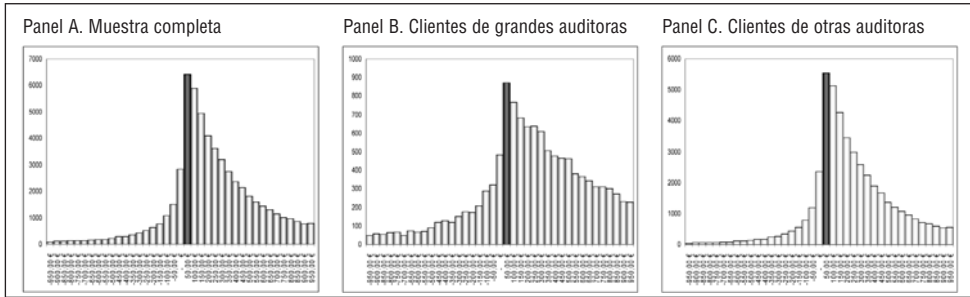


FIGURA 6
DISTRIBUCIÓN DEL RESULTADO ORDINARIO



4.3. ANÁLISIS MULTIVARIABLE

Los contrastes anteriores han mostrado que la manipulación para evitar pérdidas está presente tanto en la muestra de clientes de las grandes auditoras como en la muestra de clientes de otras auditoras. No obstante, para comprobar si el inferior valor del estadístico *t* en el caso de las grandes auditoras es causado por la mayor calidad de auditoría de las mismas, se ha realizado un análisis multivariable que relaciona la probabilidad de presentar un pequeño beneficio con el tipo de auditor seleccionado. Además, para controlar el posible problema de auto-selección, se ha realizado la estimación del modelo en dos etapas.

En el primer paso, se estima la probabilidad de seleccionar una gran auditora, mediante el modelo [1]. La Tabla 4 presenta los resultados de la estimación de este modelo, pudiendo observarse la existencia de una relación positiva entre la probabilidad de contratar a una gran auditora y los ajustes por devengo, el tamaño de la empresa auditada, o los problemas financieros. Por su parte, la relación con el nivel de deuda es negativa y la variable «Crecimiento» ha obtenido un valor positivo pero no significativo. La comparación de estos resultados con los trabajos anteriores [Francis, *et al.*, 1999; Kim, *et al.*, 2003; Chaney, *et al.*, 2004] muestra la coincidencia en el signo positivo del tamaño. El signo negativo de la variable «Deuda» coincide con lo obtenido por Kim, *et al.*, y Francis, *et al.*, pero no con el trabajo de Chaney, *et al.*, para los que esta variable tuvo un signo positivo. La variable «Pérdidas» obtiene un coeficiente de signo positivo, lo cual coincide con Kim, *et al.*, pero no con Francis, *et al.*, quienes predecían una influencia negativa para esta variable, aunque sus resultados mostraron carencia de significatividad. En cuanto a la variable «Crecimiento», el resultado también coincide con el obtenido por Kim, *et al.*

También se han obtenido valores significativamente positivos para las variables «CapExt», «InvExt». Este resultado apoya la idea de que, a mayor relación de la empresa con el exterior, mayor probabilidad de contratar a una multinacional auditora, aunque la variable «ComExt», que indica si la empresa realiza operaciones de comercio exterior, ha obtenido un coeficiente significativamente negativo, contrariamente a lo esperado. Finalmente, la variable «Consolida» también obtiene un valor significativamente positivo, indicando que la probabilidad de contratar a grandes auditoras es mayor en los grupos de empresas que en las empresas individuales.

TABLA 4
COEFICIENTES ESTIMADOS PARA EL MODELO PROBIT [1]

	<i>Valor</i>	χ^2	<i>p-valor</i>
Constante	-3,87		
AD	0,23	18,98	0,0000
Tamaño	0,35	3222,27	0,0000
Crecimiento	0,00	0,09	0,7656
Deuda	-0,42	283,65	0,0000
Pérdidas	0,56	1028,65	0,0000
ComExt	-0,16	184,70	0,0000
CapExt	1,21	7966,45	0,0000
InvExt	0,15	84,00	0,0000
Consolida	0,27	57,65	0,0000
% de desviación explicada	18,84%		
Los coeficientes presentados han sido calculados sobre la muestra completa de observaciones. Para el cálculo del parámetro lambda, sin embargo, se realizó el cálculo para cada uno de los períodos. Los resultados obtenidos para cada período (no incluidos en este artículo, pero disponibles por parte del autor) no son cualitativamente diferentes a los presentados.			

El segundo paso consiste en la estimación del modelo [2], la cual se realiza sobre una submuestra compuesta por aquellas empresas que han obtenido pequeños beneficios y aquellas otras que han obtenido pequeñas pérdidas. Esta estimación se ha realizado sobre las seis medidas de resultado empleadas, presentándose los resultados en la Tabla 5.

TABLA 5
COEFICIENTES ESTIMADOS PARA EL MODELO PROBIT [2]

	1 si 0<RDI/A <0,5% 0 si -0,5%<RDI/A<0			1 si 0<RAI/A <0,5% 0 si -0,5%<RAI/A<0			1 si 0<RAO/A <0,005 0 si -0,005<RAO/A<0		
	Valor	χ^2	p-valor	Valor	χ^2	p-valor	Valor	χ^2	p-valor
Constante	1,61			1,64			0,04		
Big	-5,70	351,93	0,0000	-5,13	228,90	0,0000	-1,43	27,15	0,0000
Tamaño	0,29	133,91	0,0000	0,26	85,48	0,0000	0,11	24,75	0,0000
Deuda	0,18	3,68	0,0551	0,22	4,20	0,0403	0,29	11,64	0,0006
CFO	-0,06	0,15	0,6978	-0,01	0,00	0,9473	0,00	0,00	0,9855
Lambda	3,46	323,28	0,0000	3,10	208,73	0,0000	0,88	24,97	0,0000
d2002	-0,16	1,25	0,2639	-0,26	2,30	0,1293	-0,03	0,07	0,7909
d2001	-0,15	1,10	0,2947	-0,28	2,80	0,0942	-0,06	0,20	0,6539
d2000	-0,16	1,20	0,2741	-0,27	2,58	0,1080	-0,16	1,69	0,1935
d1999	-0,06	0,17	0,6770	-0,19	1,21	0,2708	-0,02	0,02	0,8988
d1998	-0,06	0,18	0,6717	-0,20	1,28	0,2578	-0,02	0,03	0,8560
% desviación explicada	6,73%			5,70%			0,56%		
	1 si 0<RDI<50.000 0 si -50.000<RDI<0			1 si 0<RAI<50.000 0 si -50.000<RAI/A<0			1 si 0<RAO/A <50.000 0 si -50.000<RAO/A<0		
	Valor	χ^2	p-valor	Valor	χ^2	p-valor	Valor	χ^2	p-valor
Constante	2,33			2,10			1,28		
Big	-7,99	808,23	0,0000	-7,39	560,98	0,0000	-2,94	127,88	0,0000
Tamaño	0,39	290,06	0,0000	0,37	210,00	0,0000	0,11	28,15	0,0000
Deuda	-0,15	3,14	0,0765	-0,04	0,22	0,6360	0,05	0,57	0,4519
CFO	0,12	1,62	0,2029	0,10	1,10	0,2953	0,00	0,00	0,9909
Lambda	4,95	762,54	0,0000	4,55	525,57	0,0000	1,81	116,44	0,0000
d2002	-0,11	1,10	0,2943	-0,16	1,82	0,1769	-0,12	1,64	0,1997
d2001	-0,08	0,60	0,4374	-0,14	1,45	0,2281	-0,11	1,33	0,2486
d2000	-0,05	0,22	0,6396	-0,12	0,98	0,3225	-0,17	3,13	0,0769
d1999	0,00	0,00	0,9840	-0,08	0,43	0,5137	-0,06	0,34	0,5591
d1998	0,09	0,68	0,4083	0,03	0,07	0,7919	-0,03	0,11	0,7446
% desviación explicada	10,58%			9,46%			1,13%		

Como dato más relevante, se puede señalar el valor negativo obtenido para el coeficiente de la variable «Big» en todos los casos. Este signo indica que las empresas que contratan a una gran auditora tendrán una menor probabilidad de presentar pequeños beneficios. Asimismo, dado que este signo negativo se repite para todas las variables, este resultado es robusto ante las posibles causas no discrecionales que pueden contribuir a formar la discontinuidad situada en el punto cero del resultado. Los resultados, por tanto, conducen a rechazar la Hipótesis 1.

En cuanto al resto de variables, el tamaño de la empresa obtiene una influencia positiva y significativa en todos los contrastes. Este resultado es consistente con lo esperado y con los resultados obtenidos en la investigación previa.

El nivel de endeudamiento, representado por la variable «Deuda», ha obtenido una influencia positiva en los tres modelos que usan variables normalizadas (si bien, significativa

sólo al 10% en el caso del resultado después de impuestos). Este resultado apoyaría la idea de que, a mayor deuda, mayor motivación para incurrir en prácticas de manipulación de resultados. Sin embargo, en el caso de las variables no normalizadas, la influencia es no significativa, excepto en el caso de la variable resultado después de impuestos, donde resulta ser negativa y significativa al 10%.

Los coeficientes para el flujo de caja no han resultado significativos en ningún caso. En cuanto a la variable λ , introducida para controlar el posible sesgo por auto-selección, presenta un valor significativo y positivo en todos los casos. Este resultado indica la necesidad de controlar explícitamente el problema de autoselección.

Finalmente, con el fin de controlar los posibles efectos temporales —y, específicamente, la desaparición de la auditora Arthur Andersen— se introdujeron cinco variables dicotómicas para indicar el año. No obstante, los coeficientes obtenidos por estas variables no resultaron significativos prácticamente en ningún caso, lo cual indica que no se producen importantes cambios en el control de la manipulación para evitar pérdidas de un ejercicio a otro.

Dado que los coeficientes en el modelo probit, como los de cualquier otro modelo no lineal, no indican los efectos marginales de las variables, la Tabla 6 presenta estos efectos marginales para el cambio de una pequeña auditora a una gran auditora (de Big = 0 a Big = 1), para cada uno de los años en estudio y para las seis variables utilizadas para medir el resultado.

Los datos mostrados en la Tabla 6 indican, en todos los casos, un importante efecto marginal para la variable indicativa del tipo de auditor, dado que la probabilidad estimada de obtener un pequeño beneficio se reduce drásticamente en todos los casos: para el caso del resultado antes y después de impuestos —normalizados o sin normalizar— el salto en la probabilidad es superior al 98%. Este salto es inferior, pero aun así bastante importante, en el caso del resultado de las actividades ordinarias, situándose en el 52% para la variable normalizada, y entorno al 80% para la variable sin normalizar. Estos resultados corroboran, por tanto, la importancia de la influencia del auditor en la formación de la discontinuidad en el punto cero.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado la posible diferenciación entre la calidad de auditoría de las grandes auditoras y el resto de auditoras. Este análisis se ha realizado sobre una muestra de empresas españolas no cotizadas, lo cual implicaría, a priori, un bajo nivel de riesgo para el auditor de incurrir en costes por litigio o pérdidas de reputación. Para realizar el estudio, se han empleado dos métodos: el primero de ellos es la comparación de las distribuciones transversales de resultados de los clientes de las grandes y las pequeñas auditoras; el segundo consiste en analizar la influencia del tipo de auditor en la probabilidad de presentar un pequeño beneficio frente a una pequeña pérdida.

Para controlar las posibles causas no discrecionales de la discontinuidad localizada en el punto cero, se han empleado seis variables como medida de resultado: el resultado neto, el resultado antes de impuestos y el resultado de las actividades ordinarias, tanto normalizadas por el valor del activo a principios del período como sin normalizar.

TABLA 6
VARIACIONES EN LAS PROBABILIDADES ESTIMADAS PARA EL CAMBIO DE OTRAS AUDITORAS
A GRANDES AUDITORAS (BIG=0 A BIG=1)

			Año					
			2002	2001	2000	1999	1998	1997
Variable indicadora del resultado	RDI/A	P(PB=1 Big=0)	99,23%	99,25%	99,24%	99,42%	99,41%	99,51%
		P(PB=1 Big=1)	0,05%	0,05%	0,05%	0,07%	0,07%	0,09%
		Variación	-99,18%	-99,20%	-99,19%	-99,34%	-99,34%	-99,42%
	RAI/A	P(PB=1 Big=0)	99,12%	99,06%	99,08%	99,26%	99,25%	99,57%
		P(PB=1 Big=1)	0,29%	0,27%	0,28%	0,36%	0,35%	0,62%
		Variación	-98,83%	-98,79%	-98,80%	-98,91%	-98,90%	-98,95%
	RAO/A	P(PB=1 Big=0)	76,91%	76,23%	72,88%	77,42%	77,21%	77,89%
		P(PB=1 Big=1)	24,50%	23,81%	20,70%	25,03%	24,81%	25,53%
		Variación	-52,41%	-52,42%	-52,18%	-52,39%	-52,40%	-52,35%
	RDI	P(PB=1 Big=0)	98,80%	98,89%	98,98%	99,12%	99,31%	99,11%
		P(PB=1 Big=1)	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
		Variación	-98,80%	-98,89%	-98,98%	-99,12%	-99,31%	-99,11%
	RAI	P(PB=1 Big=0)	98,77%	98,82%	98,90%	99,01%	99,27%	99,20%
		P(PB=1 Big=1)	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
		Variación	-98,77%	-98,82%	-98,90%	-99,01%	-99,27%	-99,20%
	RAO	P(PB=1 Big=0)	82,00%	82,32%	80,74%	83,69%	84,29%	85,04%
		P(PB=1 Big=1)	2,14%	2,20%	1,91%	2,50%	2,65%	2,85%
		Variación	-79,86%	-80,11%	-78,83%	-81,18%	-81,64%	-82,19%
	<p>Las probabilidades presentadas han sido calculadas utilizando como valores de base las medias aritméticas para el resto de las variables exógenas del modelo (Tamaño, Deuda, CFO y λ).</p> <p>Este análisis se ha realizado también tomado como valores de base para el resto de variables exógenas los valores correspondientes a los cuartiles 1º, 2º y 3º. Los resultados (no tabulados, pero disponibles por parte del autor) indican, igualmente, que la probabilidad de presentar un pequeño beneficio es muy alta en el caso de los clientes de otras auditoras en comparación con los clientes de las grandes auditoras.</p>							

Todos los contrastes realizados señalan la existencia de una discontinuidad en el punto cero, persistiendo esta discontinuidad, incluso, cuando se eliminan las posibles influencias no discrecionales de los impuestos, los resultados extraordinarios y de las medidas usadas como denominadores, si bien se observa una reducción en el tamaño de la discontinuidad al eliminar el efecto del impuesto y de los resultados extraordinarios. Esta reducción de la discontinuidad es consistente con el resultado obtenido por Beaver *et al.* [2003a]. No obstante, dada la robustez de la discontinuidad frente a las posibles causas no discrecionales presentadas por la literatura previa, es razonable suponer que esta discontinuidad es producto de la manipulación del resultado.

La discontinuidad se puede observar tanto en la submuestra de clientes de grandes auditoras como en la de clientes de otras auditoras, aunque el estadístico *t* siempre resulta superior en este último caso. Este resultado puede estar causado por una mayor restricción por parte de las grandes auditoras sobre estas manipulaciones, si bien, como se ha señalado, esta restricción no es suficiente como para conseguir su completa eliminación. No

obstante, para corroborar esta interpretación, sería necesario controlar el potencial sesgo por auto-selección.

Adicionalmente, en los gráficos se observa otra diferencia entre los clientes de grandes y pequeñas auditoras: en el caso de las grandes auditoras, se produce un salto significativo entre el primer y el segundo intervalos positivos, mientras que este salto no está presente (o es relativamente menos importante) en la muestra de clientes de otras auditoras.

En cuanto a los resultados del segundo método, muestran cómo los clientes de las pequeñas auditoras tienen una mayor probabilidad de presentar pequeños beneficios que los clientes de las grandes auditoras. Este resultado se obtiene para las seis variables empleadas, por lo que es robusto ante las posibles influencias no discrecionales señaladas por la literatura. Se mantiene, asimismo, cuando se controla el potencial sesgo por auto-selección el cual, según lo obtenido, debe ser controlado.

Estos resultados apoyan, en suma, la superioridad de la calidad de auditoría de las grandes auditoras. Asimismo, el bajo nivel de riesgo para el auditor hacía esperar, de acuerdo con la literatura previa, la ausencia de una diferenciación clara entre los clientes de grandes y pequeñas auditoras. Los resultados, por el contrario, no han apoyado esta hipótesis, coincidiendo con los obtenidos por Van Caneghem [2004] y Van Tendeloo y Vanstraelen [2005], pero no con otros trabajos realizados sobre otras muestras con bajo nivel de riesgo para el auditor [Jeong y Rho, 2004; Navarro García y Martínez Conesa, 2004; Vander Bauwhede y Willekens, 2004].

Otro aspecto interesante a destacar es la importancia del tipo de auditor en la formación de la discontinuidad. Como se ha observado en el análisis de los efectos marginales de la variable Big, la probabilidad de obtener un pequeño beneficio se reduce drásticamente al seleccionar un gran auditor. De forma indirecta, este resultado podría avalar la relación entre la discontinuidad en el punto cero y la manipulación del resultado. Así, si la discontinuidad es causada por la manipulación, la explicación para la fuerte relación entre el tipo de auditor y la discontinuidad es inmediata: las grandes auditoras restringen en mayor medida la manipulación contable. Sin embargo, si la discontinuidad es realmente el producto de otras causas no discrecionales, la importante relación entre esta discontinuidad y el tipo de auditor requeriría explicaciones menos inmediatas.

En cuanto a las limitaciones del trabajo, es necesario señalar que los resultados obtenidos se refieren a un tipo de manipulación específica: la que forma la discontinuidad en el punto cero del resultado. Cabe la posibilidad de que este tipo de manipulación concreta sea considerada más visible por parte de las grandes auditoras y, por tanto, actúen con mayor determinación para limitarla, mientras que otro tipo de manipulaciones podrían resultar menos restringidas por parte de las grandes auditoras. De esta limitación surge una posible extensión del trabajo, analizando la posible existencia de diferenciación entre grandes y pequeñas auditoras en la restricción de otro tipo de prácticas de manipulación.

Asimismo, en el análisis realizado subyace en todo momento la hipótesis de la vinculación entre la discontinuidad y manipulación. Para mantener esta hipótesis, se han controlado aquellas variables que la literatura previa ha señalado como potenciales causas no discrecionales de la discontinuidad. No obstante, la discontinuidad también podría ser debida a «manipulaciones reales» (adelantando o retrasando transacciones reales) en lugar de contables, lo cual quedaría fuera del ámbito de control de los auditores. No obstante, la inves-

tigación previa ha mostrado que la discontinuidad es generada, en gran medida, por la acción de los ajustes por devengo discrecionales [Gore, *et al.*, 2002], por lo que parece razonable mantener la hipótesis de la relación entre manipulación contable y discontinuidad.

En cuanto a otras posibles extensiones de este trabajo, se destaca un resultado singular no esperado que podría merecer un estudio más detallado: entre los clientes de las grandes auditoras, la discontinuidad se produce tanto a la izquierda como a la derecha del primer intervalo positivo, mientras que para los clientes de otras auditoras, no existe discontinuidad a la derecha. Una posible explicación a esta diferencia sería el mayor nivel de restricción de las grandes auditoras, las cuales permiten la manipulación sólo hasta cierto punto, permitiendo el paso de pequeñas pérdidas al primer intervalo de ganancias, mientras que el resto de auditoras podría estar permitiendo un mayor salto en el resultado.

6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BALL, R., y SHIVAKUMAR, L. [2005]: «Earnings quality in the UK private firms: comparative loss recognition timeliness», *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, n.º 1: 83-128.
- BANNISTER, J., y WEIST, D. [2001]: «Earnings management and auditor conservatism: effects of SEC enforcement actions», *Managerial Finance*, Vol. 27, n.º 12: 57-71.
- BEATTY, A.; KE, B., y PETRONI, K. [2002]: «Differential earnings management to avoid earnings declines and losses across publicly and privately-held banks», *The Accounting Review*, Vol. 77, n.º 3: 547-570.
- BEAVER, W.; McNICHOLS, M., y NELSON, K. [2003a]: «An alternative interpretation of the discontinuity in earnings distributions», *Working paper*, Stanford University.
- [2003b]: «Management of the loss reserve accrual and the distribution of earnings in the property-casualty insurance industry», *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 35, n.º 3: 347-376.
- BECKER, C. L.; DEFOND, M. L.; JIAMBALVO, J., y SUBRAMANYAM, K. R. [1998]: «The Effect of Audit Quality on Earnings Management», *Contemporary Accounting Research*, Vol. 15, n.º 1: 1-24.
- BENEISH, M. [1997]: «Detecting GAAP violation: implications for assessing earnings management among firms with extreme financial performance», *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 16, n.º 3: 271-309.
- BHATTACHARYA, U.; DAOUK, H., y WELKER, M. [2003]: «The world price of earnings opacity», *The Accounting Review*, Vol. 78, n.º 3: 641-679.
- BURGSTAHLER, D., y DICHEV, I. [1997]: «Earnings management to avoid earnings decreases and losses», *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 24, n.º 1: 99-126.
- BURGSTAHLER, D.; HAIL, L., y LEUZ, C. [2006]: «The Importance of Reporting Incentives: Earnings Management in European Private and Public Firms», *The Accounting Review*, Vol. 81, n.º 5: 983-1016.
- BUSHMAN, R., y PIOTROSKI, J. [2006]: «Financial Reporting Incentives for Conservative Accounting: The Influence of Legal and Political Institutions», *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 42, n.º 1-2: 107-148.
- CAHAN, S. F., y ZHANG, W. [2006]: «After Enron: Auditor Conservatism and ex-Andersen clients», *The Accounting Review*, Vol. 81, n.º 1: 49-82.
- CHANEY, P.; JETER, D., y SHIVAKUMAR, L. [2004]: «Self-Selection of Auditors and Audit Pricing in Private Firms», *The Accounting Review*, Vol. 79, n.º 1: 51 - 72.
- COPPENS, L., y PEEK, E. [2005]: «An analysis of earnings management by European private firms», *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, Vol. 14, n.º 1: 1-17.
- DEANGELO, L. [1981]: «Auditor size and audit quality», *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 3, n.º 3: 183-199.

- DECHOW, P.; RICHARDSON, S., y TUNA, I. [2003]: «Why are earnings kinky? An examination of the earnings management explanation», *Review of Accounting Studies*, Vol. 8, n.º 2-3: 355-384.
- DECHOW, P.; SLOAN, R., y SWEENEY, A. [1995]: «Detecting earnings management», *The Accounting Review*, Vol. 70, n.º 2: 193-225.
- DEFOND, M. L., y JIAMBALVO, J. [1991]: «Incidence and Circumstances of Accounting Errors», *The Accounting Review*, Vol. 66, n.º 3: 643-655.
- DEGEORGE, F.; PATEL, J., y ZECKHAUSER, R. [1999]: «Earnings management to exceed thresholds», *Journal of Business*, Vol. 72, n.º 1: 1-33.
- DURTSCHI, C., y EASTON, P. [2005]: «Earnings Management? The Shapes of the Frequency Distributions of Earnings Metrics Are Not Evidence Ipso Facto», *Journal of Accounting Research*, Vol. 43, n.º 4: 557-592.
- FRANCIS, J. R. [2004]: «What do we know about audit quality?» *The British Accounting Review*, Vol. 36, n.º 4: 345-368.
- FRANCIS, J. R., y KRISHNAN, J. [1999]: «Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism», *Contemporary Accounting Research*, Vol. 18, n.º 2: 17-34.
- FRANCIS, J. R.; MAYDEW, E. L., y SPARKS, H. C. [1999]: «The Role of the Big 6 Auditors in the Credible Reporting of Accruals», *Auditing: a Journal of Practice & Theory*, Vol. 18, n.º 2: 17-34.
- FRANCIS, J. R., y WANG, D. [2004]: «Investor Protection, Auditor Conservatism and Earnings Quality: Are Big 4 Auditors Conservative only in the United States?» *Working paper*, University of Missouri-Columbia.
- GALLÉN ORTIZ, M. L., y GINER INCHAUSTI, B. [2005]: «La Alteración del Resultado para Evitar Pérdidas y Descensos: Evidencia Empírica», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXXIV, n.º 124: 141-181.
- GARCÍA OSMA, B.; GIL DE ALBORNOZ NOGUER, B., y GISBERT CLEMENTE, A. [2005]: «La Investigación sobre Earnings Management», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXXIV, n.º 127: 1.001-1.033.
- GORE, P.; POPE, P., y SINGH, A. [2001]: «Non-Audit Services, Auditor Independence and Earnings Management», *Working paper*, Lancaster University.
- [2002]: «Earnings Management and de Distribution of Earnings Relative to Targets: U.K. Evidence», *Working paper*, Lancaster University, Management School.
- GUAY, W.; KOTHARI, S., y WATTS, R. [1996]: «A market-based evaluation of discretionary accruals models», *Journal of Accounting Research*, Vol. 34, Supplement: 83-105.
- HANSEN, G. [1999]: «Bias and Measurement Error in Discretionary Accruals Models», *Working paper*, Penn State University.
- HECKMAN, J. J. [1979]: «Sample selection bias as a specification», *Econometrica*, Vol. 47, n.º 1: 153-161.
- HOLLAND, D., y RAMSAY, A. [2003]: «Do Australian Companies Manage Earnings to Meet Simple Earnings Benchmarks?», *Accounting and Finance*, Vol. 43, n.º 1: 41-62.
- HRIBAR, P., y COLLINS, D. [2002]: «Errors in Estimating Accruals: Implications for Empirical Research», *Journal of Accounting Research*, Vol. 40, n.º 1: 105-134.
- JEONG, S. W., y RHO, J. [2004]: «Big six auditors and audit quality: the Korean evidence», *The International Journal of Accounting*, Vol. 39, n.º 2: 175-196.
- KIM, J.-B.; CHUNG, R., y FIRTH, M. [2003]: «Auditor Conservative, Asymmetric Monitoring and Earnings Management», *Contemporary Accounting Research*, Vol. 20, n.º 2: 323-359.
- KRISHNAN, G. [2003a]: «Audit Quality and the Pricing of Discretionary Accruals», *Auditing: a Journal of Practice & Theory*, Vol. 22, n.º 1: 109-126.
- [2003b]: «Does Big 6 auditor industry expertise constrain earnings management?», *Accounting Horizons. Supplement*: 1-16.

- LA PORTA, R.; LÓPEZ-DE-SILANES, F., y SHLEIFER, A. [1998]: «Law and Finance», *The Journal of Political Economy*, Vol. 106, n.º 6: 1.113-1.155.
- LEUZ, C.; NANDA, D., y WYSOCKI, P. [2003]: «Earnings management and investor protection: an international comparison», *Journal of Financial Economics*, Vol. 69, n.º 3: 505-527.
- MAJLOOR, S. J., y VANSTRAELEN, A. [2006]: «Earnings management within Europe: the effects of member state audit environment, audit firm quality and international capital markets», *Accounting and Business Research*, Vol. 36, n.º 1: 33-52.
- MCNICHOLS, M. [2000]: «Research design issues in earnings management studies», *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 19, n.º 4-5: 313-345.
- MYERS, J.; MYERS, L., y OMER, T. [2003]: «Exploring the Term of the Auditor-Client Relationship and the Quality of Earnings: A Case for Mandatory Audit Rotation?», *The Accounting Review*, Vol. 78, n.º 3: 779-799.
- NAVARRO GARCÍA, J. C., y MARTÍNEZ CONESA, I. [2004]: «Earnings management and audit quality in Spain: an empirical study», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXXIII, n.º 123: 1.025-1.064.
- PETRONY, K., y BEASLEY, M. [1996]: «Errors in Accounting Estimates and Their Relation to Audit Firm Type», *Journal of Accounting Research*, Vol. 34, n.º 1: 151-171.
- PITTMAN, J. A., y FORTIN, S. [2004]: «Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms», *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 37, n.º 1: 113-136.
- REYNOLDS, J. K., y FRANCIS, J. R. [2000]: «Does Size Matter? The influence of large clients on office-level auditor reporting decision», *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 30, n.º 3: 375-400.
- SIMUNIC, D., y STEIN, M. [1996]: «The impact of litigation risk on audit pricing: a review of the economics and the evidence», *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, Vol. 15, Supplement: 119-134.
- TEOH, S., y WONG, T. [1993]: «Perceived auditor quality and earnings response coefficient», *The Accounting Review*, Vol. 68, n.º 2: 346-367.
- THOMAS, J., y ZHANG, X. [1999]: «Identifying unexpected accruals: a comparison of current approaches», *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 19, n.º 4-5: 347-376.
- VAN CANEGHEM, T. [2004]: «Audit Quality, Materiality and Threshold-Induced Earnings Management», *Working paper*, Faculty of Applied Economics. University of Antwerp.
- VAN TENDELOO, B., y VANSTRAELEN, A. [2005]: «Earnings Management and Audit Quality in Europe: Evidence from the Private Client Segment Market», *Working paper*, University of Antwerp.
- VANDER BAUWHEDE, H., y WILLEKENS, M. [2004]: «Evidence on (the Lack of) Audit-quality Differentiation in the Private Client Segment of the Belgian Audit Market», *European Accounting Review*, Vol. 13, n.º 3: 501-522.
- WEBER, J., y WILLEMBORG, M. [2003]: «Do Expert Informational Intermediaries Add Value? Evidence from Auditors in Microcap IPOs», *Journal of Accounting Research*, Vol. 41, n.º 4: 681-720.

APÉNDICE 1

NOTACIÓN Y DEFINICIÓN DE VARIABLES

<i>Variable</i>	<i>Definición</i>
Big:	Variable dicotómica que tomará el valor 1 si la empresa es auditada ese ejercicio por Arthur Andersen, Coopers & Lybrand, Deloitte & Touche, Ernst & Young, KPMG Peat Marwik, Price-Waterhouse, o Price-Waterhouse-Coopers; 0 en caso contrario.
AD:	Ajustes por devengo normalizados por el volumen total de activos a principios del período.
Tamaño:	Logaritmo natural de la cifra de negocio.
Crecimiento:	Variación en las ventas, normalizada por el volumen total de activos a principios del período.
Deuda:	Deuda sobre total activo.
Pérdidas:	Variable dicotómica que indicará si la empresa ha obtenido pérdidas relevantes en el ejercicio. Tomará el valor 1 si el beneficio neto es negativo y la variación del valor absoluto del resultado es superior al 10% del total activo; 0 en caso contrario.
ComExt:	Variable dicotómica que toma el valor 1 si la empresa realiza operaciones de importación o exportación; 0 en caso contrario.
CapExt:	Variable dicotómica que toma el valor 1 si parte del capital social de la empresa pertenece a personas o entidades localizadas fuera de España; 0 en caso contrario
InvExt:	Variable dicotómica que toma el valor 1 si la empresa realiza inversiones en el exterior de España; 0 en caso contrario.
Consolida:	Variable dicotómica que toma el valor 1 si las cuentas auditadas corresponden a un grupo de empresas; 0 si corresponden a una empresa individual.
PB:	Variable dicotómica que toma el valor 1 si la empresa ha obtenido un pequeño beneficio. Se considera que la empresa ha obtenido un pequeño beneficio si la variable de resultado normalizada (resultado después de impuestos sobre activo, resultado antes de impuestos sobre activo o resultado de actividades ordinarias sobre activo) arroja un resultado positivo e inferior a 0,5%, o bien si la variable de resultado no normalizada (resultado después de impuestos, resultado antes de impuestos o resultado de actividades ordinarias) ofrece un valor positivo e inferior a 50.000 euros.
CFO:	Flujo de caja operativo, normalizado por el nivel de activos al principio del período.
λ :	Valor del inverso del ratio de Mills, obtenido a partir de los resultados del modelo [1].
Año _{1997 + j} :	Variables dicotómicas que indican el año de la información financiera.
RDI/A:	Resultado después de impuestos normalizado por el nivel de activos al principio del período.
RAI/A:	Resultado antes de impuestos normalizado por el nivel de activos al principio del período
RAO/A:	Resultado de actividades ordinarias normalizado por el nivel de activos al principio del período
RDI:	Resultado después de impuestos
RAI:	Resultado antes de impuestos
RAO:	Resultado de actividades ordinarias