



LA ESTRUCTURA DE PROPIEDAD Y LA MANIPULACIÓN INFORMATIVA: REFLEXIONES Y EVIDENCIAS EN EL MERCADO ESPAÑOL

IX Premio Carlos Cubillo Valverde

Juan Pedro Sánchez Ballesta
Enma García-Meca

LA ESTRUCTURA DE PROPIEDAD Y LA MANIPULACIÓN INFORMATIVA:
REFLEXIONES Y EVIDENCIA EN EL MERCADO ESPAÑOL

Edita: © Instituto de Contabilidad y Auditoría de Cuentas
Ministerio de Economía y Competitividad

Edición en línea: Año 2012
NIPO: 724-12-018-2

Edición en CD: año 2007
N.I.P.O.: 604-07-005-9
D.L.: M-51049-2007

ÍNDICE

1. Introducción	1
2. El gobierno corporativo y los ajustes discretionales en la empresa	4
3. El gobierno corporativo y los sesgos en la predicción de los analistas financieros.....	7
4. Estudio empírico.....	8
4.1. <i>Medición de la manipulación contable en la empresa: ajustes discretionales</i>	9
4.2. <i>Modelos y definición de variables</i>	12
4.3. <i>Estimación de los modelos</i>	14
4.4. <i>Estadísticos descriptivos</i>	15
5. Resultados de los análisis de regresión	17
5.1. <i>Influencia de la estructura de propiedad sobre ajustes discretionales</i>	17
5.2. <i>Influencia de la estructura de propiedad sobre el sesgo de las predicciones de analistas Financieros</i>	21
6. Conclusiones.....	24
7. Bibliografía	27

Abstract

La investigación sobre gobierno corporativo es una de las áreas más prolíficas, actuales, y de mayor utilidad en los últimos años en el ámbito económico. Así lo ponen de manifiesto los estudios sobre la incidencia de estos mecanismos en el valor de la empresa y los cambios en las prácticas de gobierno corporativo que se han producido en las compañías y entidades a raíz de la publicación de los Códigos de Buen Gobierno. En un entorno en el que se considera una prioridad asegurar una información de calidad a los diferentes stakeholders, nuestro objetivo en este trabajo es examinar el papel que la estructura accionarial ejerce sobre la manipulación informativa de la empresa, medida a través de los ajustes de devengo, y la manipulación informativa del analista, medida por los sesgos en sus predicciones. Estos objetivos constituyen planteamientos muy recientes y novedosos en el área del gobierno corporativo, siendo así que la vinculación entre manipulación contable, pronósticos de analistas y los mecanismos de gobierno corporativo (estructura de propiedad) apenas han sido abordados en la literatura. Los resultados evidencian que el buen gobierno de la empresa actúa como elemento constrictor de las prácticas de manipulación informativa realizadas en los mercados de valores. Así, mientras que la participación interna, a niveles no excesivos, contribuye a reducir los niveles de ajustes discretionales realizados por la empresa, la dispersión accionarial conduce a su vez a menores niveles de optimismo en las predicciones emitidas por los analistas financieros.

1. Introducción

La investigación sobre gobierno corporativo es una de las áreas más prolíficas, actuales, y de mayor utilidad en los últimos años en el ámbito económico. Así lo ponen de manifiesto los estudios sobre la incidencia de estos mecanismos en el valor de la empresa y los cambios en las prácticas de gobierno corporativo que se han producido en las compañías y entidades a raíz de la publicación de los Códigos de Buen Gobierno.

Desde que el trabajo pionero de Berle y Means (1932) señalara los problemas de selección adversa y riesgo moral que produce la separación entre propiedad y control, la estructura de propiedad ha sido un concepto ampliamente estudiado en gobierno corporativo como mecanismo capaz de reducir los costes de agencia producidos por la alineación de los intereses de propiedad y dirección, o, en el caso de sistemas de gobierno corporativos caracterizados por elevada concentración, de accionistas mayoritarios y minoritarios (Shleifer y Vishny, 1997).

La mayoría de trabajos, enfocados en mercados anglosajones, se han centrado en la participación accionarial de *insiders* como mecanismo para alinear los intereses de éstos con los de los accionistas (Jensen y Meckling, 1976; Fama y Jensen, 1983), estudiando su efecto sobre el valor de la empresa (Morck *et al.*, 1988; Hermalin y Weisbach, 1988; Loderer y Martin, 1997; Cho, 1998; Himmelberg *et al.*, 1999; Holderness *et al.*, 1999; Short y Keasey, 1999). Un número bastante menor de trabajos (McConnell y Servaes, 1990; Agrawal y Knoeber, 1996; Demsetz y Villalonga, 2001; De Miguel *et al.*, 2004) analiza el efecto sobre el valor de la empresa de la concentración en manos de grandes accionistas, bien aisladamente como proxy de estructura de propiedad, bien junto a la participación de *insiders* como una dimensión distinta de esa estructura. Las hipótesis contrastadas en estos trabajos hacen referencia a la influencia que la participación interna y la concentración ejercen sobre el valor de la empresa, la cual puede ser tanto positiva (convergencia de intereses entre *insiders* y accionistas externos, supervisión eficiente) como negativa (atrincheramiento de *insiders*, expropiación de accionistas minoritarios).

Dado que uno de los principales objetivos del buen gobierno de la empresa es establecer mecanismos que garanticen la transparencia informativa, la relación entre el gobierno corporativo y las prácticas de manipulación del resultado parece evidente. No obstante, la literatura empírica sobre la misma es relativamente reciente, probablemente debido a la escasa información proporcionada hasta hace pocos años por las empresas sobre su estructura de

gobierno, que además no ha sido incorporada a las bases de datos tradicionalmente utilizadas en la investigación empírica (García *et al.*, 2005). Recientes estudios realizados en EEUU, Dinamarca o Singapur (Wasfield *et al.*, 1995; Gabrielsen *et al.*, 2002; Yeo *et al.*, 2002) han puesto de manifiesto la influencia de la estructura accionarial como elemento constrictor de la manipulación del resultado de la empresa, si bien la evidencia empírica es poco concluyente.

A la luz de los planteamientos anteriormente expuestos, en este trabajo nos planteamos analizar la influencia de la estructura de propiedad sobre la manipulación contable en España, medida a través del empleo de ajustes discrecionales. Los resultados de Leuz *et al.* (2003) sobre una muestra de 31 países reflejan que las prácticas de manipulación del resultado son mayores en las economías con mercados de valores menos desarrollados, con estructuras de propiedad más concentradas y con débiles leyes de protección del inversor, características que reflejan el modelo de gobierno corporativo del mercado español. Pretendemos incorporar, además, siguiendo a Demsetz y Villalonga (2001), el estudio de ambas dimensiones de la estructura de propiedad, concentración y propiedad interna, para obtener de esta forma una visión más completa de la relación entre estructura de propiedad y manipulación contable, centrada hasta ahora básicamente en la participación de *insiders*.

Los resultados de este primer estudio evidencian que aunque la concentración en manos de grandes accionistas no parece ejercer una influencia significativa sobre los ajustes discrecionales, la participación accionarial en manos de directivos influye de forma significativa en la manipulación contable. Así, los *insiders* realizan elecciones contables para mitigar las restricciones contractuales derivadas del contrato de agencia, disminuyendo el nivel de ajustes discrecionales conforme aumenta su participación en la empresa, acorde con la hipótesis de convergencia de intereses entre accionistas e *insiders*. No obstante, la relación entre el nivel de ajustes discrecionales y la participación interna no es lineal, evidenciándose que cuando los *insiders* poseen un elevado porcentaje de participación accionarial tienden a la discrecionalidad en la elaboración de la información financiera. Estos resultados nos ayudan a conocer los factores que determinan el por qué los directivos realizan determinados ajustes discrecionales, siendo de gran interés para los organismos reguladores, los usuarios de la información contable y la comunidad académica al objeto de entender e interpretar correctamente el resultado contable.

La manipulación informativa no sólo existe en el ámbito de la empresa, pues de sobra es conocido el sesgo oportunista de los pronósticos de beneficios emitidos por analistas financieros,

cuya misión es informar al mercado, honradamente, sobre la situación y perspectivas de las empresas cotizadas en cuanto a sus beneficios y dividendos. En un entorno en el que se considera una prioridad asegurar una información de calidad a los diferentes *stakeholders* y caracterizado por un proceso de armonización contable internacional y de reforma contable nacional, se erige como prioritario el estudio no sólo de las prácticas de buen gobierno de las empresas como instrumento constrictor de la manipulación contable, sino también del sesgo oportunista de los pronósticos emitidos por los intermediarios en los mercados de capitales.

Estudios previos demuestran que los analistas tienden a emitir pronósticos sesgados al alza debido a las relaciones existentes entre el analista, casa de análisis y la empresa cliente (Dugar y Nathan, 1995). Aunque existe evidencia empírica previa de la influencia del tamaño de la empresa analizada o la cobertura de analistas (Lang y Lundholm, 1996; Lang *et al.*, 2003) sobre los errores de predicción de los analistas financieros, lo cierto es que poco es sabido acerca de la influencia de la estructura de propiedad de la empresa. A pesar de la gran importancia que en los últimos años están cobrando los temas relacionados con el buen gobierno de la empresa, ningún estudio en el mercado español ha examinado sus efectos sobre las predicciones emitidas por los analistas financieros. En consecuencia, nos planteamos como segundo objetivo conocer en qué medida el buen gobierno de la empresa, a través su estructura accionarial, constituye un instrumento que limita las prácticas de emisión de predicciones sesgadas al alza y favorece la exactitud de las predicciones emitidas por los analistas financieros.

Los resultados de este estudio aportan evidencia de que la concentración accionarial muestra una asociación positiva y significativa con el sesgo de las predicciones, indicativa de que los analistas financieros son más optimistas en las predicciones de beneficios de aquellas empresas con menor dispersión accionarial. Así, la existencia de una importante concentración accionarial contribuye a aumentar las prácticas manipuladoras del analista por cuanto estos inversores asumen el papel de los propietarios tradicionales ejerciendo una importante influencia sobre el optimismo de estos intermediarios en el mercado español.

Los resultados ponen de manifiesto la influencia que las prácticas de buen gobierno tienen sobre los objetivos de calidad y fiabilidad de la información financiera, evidenciando su relevancia en el objetivo de eficiencia en los mercados, de modo que cuantos participan en los mismos puedan formarse juicios fundados y razonables para sus decisiones de inversión o desinversión. Estos resultados constituyen hallazgos muy recientes y novedosos en el área del

gobierno corporativo, siendo así que la vinculación entre manipulación contable, pronósticos de analistas y los mecanismos de gobierno corporativo (estructura de propiedad) apenas ha sido abordada en la literatura.

El trabajo se estructura de la siguiente forma: en primer lugar se analiza la literatura previa relacionada con el gobierno corporativo y la manipulación contable empresarial. Tras ello nos centraremos en uno de los principales receptores de la información: el analista financiero, examinando los escasos estudios previos que han investigado la influencia de la estructura accionarial de la empresa en los errores de predicción de los analistas financieros. Los apartados anteriores permitirán establecer un marco teórico de referencia para fundamentar los análisis empíricos que se realizarán con posterioridad, presentados en el epígrafe cuarto. En el primero de los estudios empíricos se examina para el periodo 1999-2002 la influencia de la concentración accionarial y de la participación interna en los ajustes discrecionales realizados por los directivos de una muestra de empresas españolas. Dentro del contexto de la manipulación informativa en los mercados de valores y su relación con el gobierno corporativo de la empresa, el segundo objetivo de este trabajo es examinar, para el mismo periodo, la influencia de la concentración en manos de grandes accionistas y la participación interna en los sesgos de las predicciones emitidas por los analistas financieros en el mercado español. Tras la exposición de los apartados anteriores, se presentan las conclusiones más relevantes, sintetizando los logros obtenidos por este estudio y las dificultades que el mismo encuentra, no sin incidir sobre las posibles líneas que se abren a partir de este trabajo y que determinarán posibles investigaciones futuras.

2. El gobierno corporativo y los ajustes discrecionales en la empresa

Las hipótesis sobre la influencia que la estructura de propiedad tiene sobre el valor de la empresa, justificadas fundamentalmente a través de la teoría de la agencia, han sido extendidas a otros aspectos relacionados con la información de la empresa, como la manipulación contable. Dentro de los estudios sobre manipulación contable destacan los que se centran en la dirección de ganancias o *earnings management*, definida por Healy y Wahlen (1999) como la alteración en el beneficio publicado llevada a cabo por los *insiders* con el objetivo de confundir a los accionistas o influir en los contratos de agencia que ligan a la dirección con la propiedad. Así, en la medida en que las cifras contables, particularmente el beneficio, se utilizan en este tipo de contratos para reducir los costes de agencia, vinculándolas a la remuneración de los directivos, surgen incentivos, como la remuneración basada en beneficios, para que los *insiders* manipulen las cifras contables y

obtengan aquellas más acordes con los requisitos establecidos en el contrato aunque no reflejen la realidad económica de la empresa.

La Teoría de la Agencia sugiere que una baja concentración accionarial en manos de directivos y consejeros conduce a una escasa convergencia de intereses entre directivos y accionistas, lo que facilita la manipulación de las cifras contables. En este marco, los llamados *insiders* tendrán una mayor implicación en la empresa cuando posean una mayor concentración accionarial, lo que conducirá a alinear los intereses de directivos y consejeros con los del resto de accionistas (hipótesis de convergencia de intereses). Bajo esta hipótesis, la propiedad interna puede ser vista como un mecanismo para luchar contra los intereses oportunistas de los directivos. Otro enfoque, en cambio, considera que una excesiva propiedad interna puede tener un efecto nocivo sobre la manipulación contable de la empresa en la medida en que el elevado poder de los *insiders* puede conducir a que se vean incentivados a tomar decisiones contables que reflejen motivos personales y que no conduzcan a maximizar el valor de la empresa. Bajo esta situación, la hipótesis de atrincheramiento establece que elevados niveles de participación interna pueden conducir a una mayor manipulación contable por parte de los directivos de la empresa.

Por otro lado, y según proponen Jensen y Meckling (1976), la concentración de la propiedad puede proporcionar una mayor vigilancia y supervisión de los directivos, evitando así que éstos utilicen los activos en su propio beneficio en lugar de perseguir el objetivo de maximizar la riqueza de los accionistas, por lo que una mayor concentración de la propiedad debería conducir a un mayor valor de la empresa (hipótesis de supervisión eficiente). Sin embargo, mientras estudios como los de Agrawal y Mandelker (1990) encontraron una relación positiva entre concentración de la propiedad y valor de la empresa, otros como los de Leech y Leahy (1991), hallaron una relación negativa. Esto es, la concentración de la propiedad puede conducir a que los grandes accionistas extraigan beneficios a costa de los accionistas minoritarios, resultando en un obstáculo para aprovechar las oportunidades de crecimiento y las iniciativas a la innovación. Como evidencia empírica en el caso español podemos mencionar el trabajo de de Miguel *et al.* (2004), quienes encuentran una relación cuadrática que confirma tanto la hipótesis de supervisión eficiente (con la concentración aumenta el valor de la empresa por el mayor control sobre los directivos) como la hipótesis de expropiación (a partir de ciertos niveles la relación se vuelve inversa).

La evidencia empírica sobre la influencia de la estructura de propiedad en las prácticas de manipulación del resultado, sin embargo, es escasa, sobre todo en Europa, y relativamente

reciente. Warfield *et al.* (1995) y Gabrielsen *et al.* (2002) pueden ser considerados dos de los principales trabajos que abordan la relación entre participación de *insiders* y ajustes de devengo. Los hallazgos de los mismos no son concluyentes, atribuyéndose los distintos resultados (influencia negativa en el primero y positiva pero no significativa en el segundo) a las diferencias en los sistemas de gobierno corporativo de los países analizados (EEUU y Dinamarca, respectivamente), y más concretamente, al nivel de protección de los inversores. La presencia en la estructura de propiedad de inversores institucionales también ha sido examinada en la literatura sobre manipulación del resultado. Cheng y Reitenga (2001) confirman que este tipo de inversores limitan el uso de los ajustes por devengo para manipular el resultado debido a su interés en la evolución a largo plazo de la compañía.

Diversos estudios desarrollados en el contexto anglosajón han documentado el papel constrictor de las prácticas contables manipuladoras que desempeñan tanto los consejeros independientes, nombrados para representar los intereses de los pequeños accionistas (Ej.: Beasley, 1996; Dechow *et al.*, 1996; Peasnell *et al.*, 2005), como los comités de auditoría independientes (Klein, 2002; Xie *et al.*, 2003). Así, Peasnell *et al.* (2001) para Reino Unido y Klein (2002) en Estados Unidos evidencian que los consejeros externos reducen significativamente las prácticas de manipulación del resultado. Por otro lado, García y Gill de Albornoz (2004) encuentran que la presencia de consejeros independientes está positiva y significativamente relacionada con el nivel de manipulación de las empresas españolas. En este sentido, Park y Shin (2004) demuestran que esa efectividad en la contención de las prácticas manipuladoras puede verse condicionada seriamente por el tipo de sistema de gobierno corporativo, y, en particular, por la elevada concentración, que podría neutralizar el efecto de los consejeros independientes.

Con base en la literatura previa comentada anteriormente nos planteamos contrastar las siguientes hipótesis:

H1: La propiedad interna actúa como elemento constrictor de las prácticas manipuladoras realizadas por los directivos de la empresa, medidas a través de los niveles de ajustes discrecionales.

H2: La concentración en manos de grandes accionistas actúa como elemento constrictor de las prácticas manipuladoras realizadas por los directivos de la empresa, medidas a través de los niveles de ajustes discrecionales.

3. El gobierno corporativo y los sesgos en la predicción de los analistas financieros

Los analistas financieros realizan una importante función de asesoramiento en los mercados de valores. Sus pronósticos de beneficios son una de las piezas informativas que utilizan para llegar a una recomendación concreta sobre determinados valores, condicionando en gran parte las decisiones que toman los sujetos asesorados por los mismos. Estudios como el de Brown (1993) o el de Larrán y Rees (2002) obtienen evidencias de un sesgo optimista en las predicciones emitidas por estos intermediarios, lo que evidencia que la manipulación informativa no sólo se produce desde el emisor de la información, esto es, la empresa, sino también desde el receptor y transmisor a su vez de información al mercado, esto es, el analista financiero. De acuerdo con estos autores los pronósticos están exentos de sesgo cuando no existen errores sistemáticos en los mismos, los cuales pueden tener ciertas implicaciones tales como que los pronósticos no pueden ser mejorados utilizando otra información públicamente disponible.

Dado el papel que juegan los analistas financieros en los mercados de capitales, es importante el conocimiento de los principales factores que influyen en los sesgos cometidos por éstos al emitir sus pronósticos de beneficios. En este sentido, numerosos estudios han examinado los principales determinantes de los errores de predicción de los analistas financieros, entre los que se incluirían variables propias de la empresa (Sánchez Ballesta y García Meca, 2005), como el tamaño, la cobertura de analistas, la calidad divulgativa de la empresa, la diversificación de las líneas de negocio o la volatilidad de los resultados (Brown *et al.*, 1987; Lys y Soo, 1995; Lang y Lundholm, 1996; Wiedman, 1996; Brown, 1997; Jaggi y Jain, 1998; Chang *et al.*, 2000; Ashbaugh y Pincus, 2001; Duru y Reeb, 2002; Ang y Ciccone, 2002; Hope, 2002; Lang *et al.*, 2003). Junto a estas variables, otros estudios se han centrado en las características propias del analista: experiencia general y específica, complejidad de la tarea de predicción, tamaño de la casa de análisis y horizonte de predicción (Mikhail *et al.*, 1997; Lin y McNichols, 1998; Jaggi y Jain, 1998; Das y Saudagaran, 1998; Jacob *et al.*, 1999; Clement, 1999; Bolliger, 2001; Duru y Reeb, 2002; Clement *et al.*, 2004).

La literatura sobre analistas financieros y gobierno corporativo es, sin embargo, escasa, centrada en su mayor parte en EEUU, y bastante reciente. No obstante, los analistas financieros, al actuar como *outsiders* decidiendo qué empresas seguir y proporcionando predicciones de beneficios, juegan un papel importante como intermediarios entre la empresa y el mercado, papel que es especialmente importante en sistemas de gobierno corporativo con elevada concentración

accionarial y débil protección de los inversores. En este sentido, algunos estudios previos han documentado la influencia del gobierno corporativo sobre las predicciones de los analistas financieros. Así, Ackert y Athanassakos (2003) evidencian para EEUU y durante el periodo 1981-1996 que los analistas se ven incentivados a emitir predicciones optimistas cuando la propiedad institucional es alta, resultados que atribuyen a los mayores incentivos para generar volúmenes de negocio en estas empresas. Parkash *et al.* (1995), para una muestra de empresas estadounidenses cotizadas en el periodo 1976-1983, también muestran que la concentración accionarial influye de forma positiva en los errores de predicción de los analistas financieros, lo cual justifican considerando que en las empresas con estructuras más concentradas es mayor la incertidumbre informativa del analista. Por otro lado, Lang *et al.* (2004) analizan para una muestra internacional la influencia de la estructura de propiedad sobre la cobertura de analistas, encontrando una menor propensión de éstos a seguir empresas con incentivos para manipular información, como es el caso en que los *insiders* con importantes participaciones accionariales adoptan actitudes de atrincheramiento para ocultar información al resto de accionistas.

Las hipótesis que nos planteamos son las siguientes:

H3: Elevados niveles de participación interna acentúan el optimismo de los analistas financieros, medido a través de los sesgos en sus predicciones.

H4: La concentración en manos de grandes accionistas acentúa el optimismo de los analistas financieros, medido a través de los sesgos en sus predicciones.

4. Estudio empírico

De acuerdo con las hipótesis formuladas anteriormente, en nuestro estudio empírico nos proponemos dos objetivos fundamentales:

1. Analizar la influencia de la estructura de propiedad, definida a través de sus dos dimensiones, concentración accionarial y participación de *insiders*, sobre la manipulación contable del resultado en España.

2. Analizar la influencia de la estructura de propiedad sobre el sesgo de los pronósticos de resultados emitidos por los analistas financieros en el mercado español.

Nuestra muestra se ha obtenido de la población de empresas no financieras cotizadas en la Bolsa de Madrid durante el periodo 1999-2002. Excluimos las entidades financieras, como es habitual en este tipo de estudios, debido a sus particulares prácticas contables y al diferente papel que juega su consejo de administración. Los datos contables sobre estados consolidados han sido obtenidos de la base SABI (Sistema de Análisis de Balances Ibéricos), mientras que los datos de estructura accionarial han sido obtenidos de la base de datos de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV), que proporciona información sobre accionistas con participaciones de al menos el 5% del capital social, así como la participación de consejeros. Este punto de corte del 5% sirve de referencia en países como Francia y Alemania y ha sido utilizado asimismo en gran número de trabajos previos de concentración accionarial (Agrawal y Knoeber, 1996; Callahan *et al.*, 2003; De Miguel *et al.*, 2004; Earle *et al.*, 2005; Thomsen *et al.*, 2006). Los datos sobre predicciones de analistas, volatilidad y riesgo de empresa fueron obtenidos de la base JCF Thomson. La combinación de la información obtenida de las distintas bases de datos nos proporcionó 204 observaciones comunes sobre 65 empresas. Con estas observaciones hemos construido un panel no equilibrado para el periodo 1999-2002. En la medida en que actualmente es más aceptada la utilización de paneles no equilibrados con el total de observaciones, descartamos la opción de construir un panel equilibrado con menor número de empresas que podría venir condicionado por el sesgo de supervivencia (Baltagi y Chang, 1994).

4.1. Medición de Manipulación Contable en la Empresa: Ajustes Discrecionales

Para contrastar las hipótesis referidas a la influencia de la estructura de propiedad sobre la manipulación contable, siguiendo la mayor parte de la literatura sobre *earnings management* basamos nuestro análisis en la discrecionalidad ejercida por la dirección sobre los ajustes de devengo, es decir, sobre el componente del resultado que no genera flujo de tesorería. Dechow *et al.* (1995) calculan el componente de devengo del resultado en un periodo como la variación de activo circulante (ΔAC) sin tener en cuenta el cambio en tesorería y equivalentes (inversiones financieras temporales) ($\Delta Tesorería$), menos la variación en pasivo circulante (ΔPC) sin tener en cuenta el cambio en la deuda a largo plazo con vencimiento a corto ($\Delta Deudap$), y menos el gasto de amortización y depreciación del ejercicio (Dep).

$$ADT = (\Delta AC - \Delta Tesorería) - (\Delta PC - \Delta Deudap) - Dep \quad [1]$$

Una vez obtenidos los ajustes de devengo observados o totales (ADT), Jones (1991) propone la estimación del componente discrecional de los ajustes de devengo regresando los ajustes de devengo observados sobre el cambio en las ventas ($\Delta Ventas$) y el valor bruto del inmovilizado material ($Inmov$), los cuales controlan por los componentes no discretionales de ajustes de devengo de corto y largo plazo, respectivamente. Si bien en los primeros estudios sobre ajustes discretionales la estimación de los coeficientes se realizó utilizando series temporales de cada empresa, la exclusión de empresas por no contar con número suficiente de observaciones y la asunción de que los coeficientes son constantes a lo largo del tiempo fueron limitaciones que llevaron a DeFond y Jiambalvo (1994) a proponer la estimación del modelo con datos de corte transversal para cada año y sector, opción que se considera actualmente que produce mejores estimaciones de los coeficientes y que es la que, siguiendo las aportaciones más recientes en esta línea de investigación (DeFond y Jiambalvo, 1994; Gaver *et al.*, 1995; Teoh *et al.*, 1998; Peasnell *et al.*, 2000; Chtourou *et al.*, 2001; Yeo *et al.*, 2002; Gill, 2002; Larcker y Richardson, 2004), adoptamos en nuestro trabajo.

$$\frac{ADT_{it}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{\Delta Ventas_{it}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{Dep_{it}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

Donde los subíndices i y t hacen referencia a cada empresa y año, respectivamente. Así, para cada año y sector, regresamos los ajustes de devengo totales observados (ADT) sobre el cambio en ventas y el nivel de inmovilizado material bruto, deflactando por el valor de los activos totales (A) en $t-1$ para evitar problemas de heterocedasticidad. La agrupación en sectores se ha realizado a partir de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE) a 1 dígito. La estimación de los coeficientes ($\beta_0, \beta_1, \beta_2$) se ha llevado a cabo utilizando todas las empresas con estados consolidados incluidas en la base SABI. Sectores con menos de seis observaciones por año fueron excluidos del análisis (DeFond y Jiambalvo, 1994; Park y Shin, 2004). El número total de observaciones utilizado para estimar los modelos fue de 553, 615, 837 y 981 para los años 1999, 2000, 2001 y 2002, y el número medio de observaciones utilizado en cada regresión año-sector fue, respectivamente, de 70.1, 78.5, 108 y 126.1. La tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos para la estimación de los parámetros. De acuerdo con la teoría, el signo de los coeficientes de la variable Dep fue negativo, ya que Dep está asociado al componente negativo del devengo. Por otra parte, en la medida que las ventas están relacionadas tanto con componentes positivos como negativos del devengo, el signo de los coeficientes sobre el cambio de ventas puede ser tanto positivo como negativo.

Tabla 1. Estimación de los parámetros de los modelos de devengo (medianas)

Coeficiente	1999		2000		2001		2002	
	Estimación	Estadístico t	Estimación	Estadístico t	Estimación	Estadístico t	Estimación	Estadístico t
β_0	0.0136	0.3364	0.0185	0.4469	-0.0043	-0.1344	0.0011	0.0353
β_1	-0.0181	-0.1955	0.1118	2.7295	-0.0278	-0.4569	0.0345	0.9354
β_2	-0.0818	-1.3024	-0.1338	-1.4031	-0.0791	-1.1590	-0.1123	-2.0297
R ² medio ajustado	0.257		0.223		0.199		0.062	

A partir de las estimaciones de los coeficientes ($\beta_0, \beta_1, \beta_2$), calculamos el componente no discrecional de los ajustes de devengo ($ADND$) para cada empresa de la muestra sustituyendo en [2] y ajustando el cambio en ventas por la variación en cuentas a cobrar (ΔCC), para permitir así la posibilidad de que las empresas pudieran manipular la cifra de ventas, en lo que constituye la versión modificada del modelo de Jones (1991) propuesta por Dechow (Dechow *et al.*, 1995; Teoh *et al.*, 1998; Xie *et al.*, 2003).

$$ADND_{it} = \beta_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{\Delta Ventas_{it} - \Delta CC_{it}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{Dep_{it}}{A_{i,t-1}} \quad [3]$$

Y definimos el componente discrecional de los ajustes de devengo (ADD) para la empresa i en el año t como la diferencia entre los ajustes de devengo totales observados y los ajustes de devengo no discrecionales.

$$ADD_{it} = ADT_{it} - ADND_{it} \quad [4]$$

Siguiendo estudios previos como los de Warfield *et al.* (1995) y Gabrielsen *et al.* (2002), quienes analizan la influencia de la estructura de propiedad sobre la manipulación contable, utilizamos el valor absoluto de los ajustes de devengo discrecionales [$Abs(ADD)$] como medida de manipulación del resultado. Además, la tabla 2 muestra los estadísticos descriptivos de los ajustes de devengo discrecionales estimados y los correspondientes estadísticos t para evaluar si el valor medio de los ajustes discrecionales es diferente de cero, que en ningún caso permitieron rechazar la hipótesis nula y por tanto no ofrecen para nuestra muestra evidencia de manipulación al alza o a la baja del resultado.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos de los ajustes de devengo discrecionales

	N	Media	Mediana	Desv. típica	T	Sign.
ADD-1999	44	-0.014	-0.02	0.010	-0.92	0.36
ADD-2000	47	0.008	0.00	0.083	0.68	0.50
ADD-2001	54	0.003	-0.01	0.059	0.39	0.69
ADD-2002	59	-0.008	-0.01	0.060	-1.08	0.28
ADD-Total	204	-0.003	-0.01	0.075	-0.51	0.61

4.2. Modelos y definición de variables

1. Influencia de la estructura de propiedad sobre la manipulación contable de la cifra de resultado.

Para evaluar el efecto de la estructura de propiedad sobre la manipulación contable medida a través de los ajustes de devengo discrecionales, regresamos el valor absoluto de los ajustes discrecionales [$Abs(ADD)$] sobre las variables de la estructura de propiedad y las variables de control utilizadas en estudios previos, estimando el siguiente modelo:

$$Abs(ADD)_{it} = \beta_0 + \beta_1 Prop_int_{it} + \beta_2 Concent_{it} + \beta_3 Beta_{it} + \beta_4 M_Book_{it} + \beta_5 Volat_{it} + \beta_6 Ln_Ventas_{it} + \beta_7 End_{it} + \lambda_i + \eta_i + v_{it}$$

Siguiendo a Demsetz y Villalonga (2001), las dimensiones de la estructura de propiedad consideradas son la participación interna o de los *insiders* y la concentración accionarial. Los estudios previos se centran exclusivamente en la participación interna, lo que, según Demsetz y Villalonga (2001), no permite captar adecuadamente el conjunto de relaciones de agencia, más aún en un sistema de gobierno corporativo como el español caracterizado por una elevada concentración accionarial y donde los principales conflictos de agencia se establecen entre accionistas mayoritarios y minoritarios. Como *proxy* de propiedad interna o de los *insiders*, utilizamos la proporción de acciones poseídas por los miembros del consejo de administración, que representamos como *Prop_int*. La concentración la definimos como la proporción de acciones poseídas por los accionistas significativos ($\geq 5\%$), que representamos como *Concent*. Las variables de control que pueden afectar a la manipulación contable son el riesgo sistemático de empresa, las oportunidades de crecimiento, la variabilidad de los beneficios, el tamaño y el endeudamiento (Warfield *et al.*, 1995; Yeo *et al.*, 2002). El riesgo sistemático de la empresa viene representado por la *Beta* del modelo de mercado; *M_Book* es la ratio market to book, cociente entre el valor de mercado de la empresa y su valor en libros, *proxy* de las oportunidades de

crecimiento; *Volat* es la desviación típica de la serie histórica de beneficios por acción. Como *proxy* del tamaño utilizamos el logaritmo de las ventas (*Ln_Ventas*), y *End* es la ratio de deuda sobre total de activo. Finalmente, incluimos un vector de variables dummies para controlar por los posibles efectos temporales (λ_t); η_i representa los efectos de empresa inobservables (heterogeneidad inobservable), y v_{it} es el término de error.

2. Influencia de la estructura de propiedad sobre el sesgo de las predicciones de analistas financieros.

En el segundo apartado de nuestro trabajo, para evaluar cómo las dimensiones de la estructura de propiedad influyen sobre el sesgo de las predicciones de los analistas financieros, estimamos el siguiente modelo:

$$Sesgo_{it} = \beta_0 + \beta_1 Prop_int_{it} + \beta_2 Concent_{it} + \beta_3 Ln_Ventas_{it} + \beta_4 Disp_{it} + \beta_5 Volat_{it} + \beta_6 Cambio_beneficios_{it} + \lambda_t + \eta_i + v_{it}$$

Donde el Sesgo (Optimismo) de la predicción de beneficios para una empresa *i* en el periodo *t* se define como la diferencia entre la predicción de consenso de analistas financieros sobre el beneficio antes de impuestos y el beneficio real antes de impuestos, deflactada por el beneficio antes de impuestos. Es decir, se trata del error de predicción con signo, de tal forma que un sesgo positivo (negativo) significa una predicción superior (inferior) al beneficio real y, por tanto, optimista (pesimista).

$$Sesgo(Optimismo)_{it} = \frac{(\overline{Beneficios\ estimados}_{it} - Beneficio_{it})}{Beneficio_{it}}$$

Las variables de estructura de propiedad, *Prop_int* y *Concent*, se definen como hemos indicado más arriba, y las variables de control que, de acuerdo con la literatura previa, pueden afectar al sesgo de la predicción son el tamaño de la empresa, la dispersión de las predicciones de analistas, la volatilidad de los resultados y el cambio en beneficios. Como *proxy* del tamaño utilizamos el logaritmo de la cifra de ventas (*Ln_Ventas*). Las empresas de mayor tamaño suelen ser más transparentes y revelar información más fiable, proporcionando a los analistas financieros acceso a canales privados de información. Además, al ser el tamaño un factor que induce a un mayor seguimiento por parte de los analistas, esto puede conducir a estimaciones de beneficios más precisas (Brown *et al.*, 1987; Lys y Soo, 1995; Lang y Lundholm, 1996; Wiedman, 1996; Jaggi

y Jain, 1998; Hope, 2003; Lang *et al.*, 2003). *Disp* es la dispersión de las predicciones, medida como la desviación típica de las predicciones de analistas sobre la empresa i deflactada por el valor absoluto de la estimación de beneficios consensuada. Estudios previos (Wiedman, 1996; Lang y Lundholm, 1996; Duru y Reeb, 2002) señalan que la dispersión de las predicciones es un *proxy* de la incertidumbre, la complejidad de la tarea de predicción y de la falta de consenso entre analistas. *Volat* es la desviación típica sobre la serie histórica de beneficios por acción. De acuerdo con Jaggi y Jain (1998), es más difícil para los analistas predecir el resultado de las empresas con mayor variabilidad en sus resultados a causa de la incertidumbre sobre los beneficios futuros, por lo que estas predicciones serían menos precisas que aquellas de empresas con menor variabilidad en los resultados. Por otra parte, Lang y Lundholm (1996) afirman que la variabilidad de los resultados puede afectar a los incentivos de los analistas para reunir información, ya que encuentran que el seguimiento de analistas también se relaciona negativamente con la variabilidad de los resultados. Otros estudios, sin embargo, como Chang *et al.*(2000) y Duru y Reeb (2002), encuentran una influencia positiva de la variabilidad de los resultados sobre los errores de predicción de analistas. *Cambio_beneficios* es el valor absoluto de la diferencia entre los actuales beneficios por acción y los beneficios por acción del año anterior, deflactado por los beneficios por acción del año anterior. Estudios como Duru y Reeb (2002) y Hope (2002) encuentran una relación positiva entre el cambio en beneficios y el error de predicción. Como la complejidad de la tarea de predicción puede estar condicionada por la situación económica, hemos incluido un vector de variables dummies anuales (λ_t) para controlar por los efectos temporales. η_i representa los efectos de empresa inobservables (heterogeneidad inobservable) y v_{it} es el término de error.

4.3. Estimación de los modelos

Como los datos de que disponemos son tanto de corte transversal como de serie temporal, utilizamos la metodología de datos de panel para controlar la heterogeneidad inobservable de empresa y obtener estimaciones consistentes de los parámetros. Estudios recientes, como Himmelberg *et al.* (1999), Palia (2001) y Brick *et al.* (2005) demuestran que existen características de empresa difíciles de medir que pueden conducir a obtener relaciones espurias entre variable dependiente e independientes, como ocurre en las regresiones de corte transversal o en regresiones *pool* sin controlar por los efectos de empresa, que, sin embargo, desaparecen cuando se tiene en cuenta la heterogeneidad inobservable. En nuestros modelos controlamos este tipo de endogeneidad a través de los efectos individuales de empresa, η_i . La mayoría de aproximaciones hasta la fecha a la aplicación de la metodología de datos de panel en el área de

Gobierno Corporativo han partido del modelo de efectos fijos, sin contraste previo en muchos casos sobre su idoneidad frente al modelo de efectos aleatorios. Sin embargo, este modelo es criticado por Zhou (2001) en los estudios sobre estructura de propiedad porque puede producir el error de no detectar efectos significativos de la estructura de propiedad aunque verdaderamente existan cuando esa estructura de propiedad cambia lentamente en cada empresa en el periodo estudiado. En nuestro caso, para elegir qué modelo, efectos fijos basado en el estimador intragrupos, o efectos aleatorios basado en Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG), se ajusta mejor a nuestros datos, hemos realizado el test de Hausman (1978), el cual no permite rechazar la hipótesis nula de no correlación entre los regresores y la heterogeneidad inobservable, lo que nos lleva a asumir el modelo de efectos aleatorios como más apropiado a nuestros datos. Además, en nuestra muestra la desviación típica intragrupos (variación temporal de cada empresa) es en el periodo de 13,12% para la concentración y 3,15% para la propiedad interna, mientras que la desviación típica entre grupos (variación entre empresas) es, respectivamente, de 20,99% y 23,22%. Por tanto, existen diferencias en concentración y propiedad interna tanto entre las diferentes empresas que conforman la muestra como en esas empresas a lo largo del periodo examinado, si bien esta última variación es mucho menor que la que existe entre las diferentes empresas. Por tanto, este examen de los datos también indica que el modelo más general de efectos aleatorios, recientemente utilizado en gobierno corporativo por Khan *et al.* (2005) y que permite tanto variación transversal entre casos como a lo largo del tiempo, es una mejor aproximación que el modelo de efectos fijos.

4.4. Estadísticos descriptivos

La tabla 3 ofrece los estadísticos descriptivos de las variables. El alto grado de concentración accionarial en España frente a otros países se refleja en el valor medio de esta variable (53,5%). La propiedad interna muestra en nuestra muestra una media de 18,5%, valor también más elevado que el obtenido en estudios como Morck *et al.*(1988), Warfield *et al.*(1995) y Cho (1998) para Estados Unidos (10,6; 17 y 12,4, respectivamente). Sin embargo, la participación de *insiders* es inferior a la de Gabrielsen *et al.* (2002) para Dinamarca (59%). Si comparamos la media de participación interna en nuestra muestra de empresas españolas con la de los estudios previos que han analizado la influencia de la estructura de propiedad sobre los ajustes discretos y la capacidad informativa del resultado (Warfield *et al.*, 1995; Gabrielsen *et al.*, 2002), ésta resulta más cercana a la muestra de empresas norteamericanas de Warfield *et al.* (1995) que a la de empresas danesas de Gabrielsen *et al.* (2002). En riesgo (*beta*) y endeudamiento, sin embargo, nuestra

muestra es similar a la de Gabrielsen *et al.* (2002). En cuanto al valor absoluto de los ajustes discrecionales, ofrece valores más cercanos a cero en nuestra muestra que en la de Warfield *et al.* (1995) y en la de Gabrielsen *et al.* (2002). En la tabla siguiente (4), el valor absoluto de los ajustes discrecionales es ofrecido por tramos de propiedad interna, sugiriendo una relación cuadrática entre participación interna y ajustes discrecionales, con un mínimo para altos niveles de propiedad interna, donde la hipótesis de atrincheramiento podría tener lugar. Respecto al sesgo de las predicciones de analistas financieros, la mediana de la variable *Sesgo* igual a cero sugiere un equilibrio entre predicciones optimistas y pesimistas en nuestra muestra, si bien el valor medio positivo (0,028) indica que los sesgos optimistas tienden a ser mayores que los pesimistas.

Tabla 3. Estadísticos descriptivos

	N	Media	Mediana	Desv. típica	Percentil 10	Percentil 90
<i>Abs(ADD)</i>	204	0,057	0,040	0,049	0,01	0,13
<i>Prop_int</i>	204	0,185	0,056	0,229	0,000	0,584
<i>Concent</i>	204	0,535	0,571	0,237	0,162	0,814
<i>Ln_Ventas</i>	204	13,32	13,085	1,627	11,397	15,547
<i>End</i>	204	0,567	0,584	0,171	0,352	0,769
<i>Beta</i>	204	0,549	0,450	0,472	0,07	1,17
<i>M_Book</i>	204	2,873	1,645	4,244	0,71	5,42
<i>Volat</i>	204	0,357	0,340	0,109	0,24	0,48
<i>Cambio_beneficios</i>	204	0,633	0,305	1,381	0,067	1,108
<i>Sesgo</i>	204	0,028	0,000	0,240	-0,116	0,253
<i>Disp</i>	204	0,243	0,109	0,907	0,000	0,378

Abs(ADD) es el valor absoluto de los ajustes de devengo discrecionales estimados a partir del modelo de Jones modificado; *Prop_int* es la participación accionarial en tanto por uno de los miembros del consejo de administración. *Concent* es la participación accionarial en tanto por uno de los accionistas significativos ($\geq 5\%$). *Ln_Ventas* es el logaritmo neperiano de la cifra de ventas. *End* es la ratio de Deuda sobre activo total. *Beta* es el riesgo sistemático de la empresa; *M_Book* es la ratio market to book, proxy de las oportunidades de crecimiento; *Volat* es la desviación típica de la serie histórica de beneficios por acción; *Cambio_beneficios* es el valor absoluto de la diferencia entre los actuales beneficios por acción y los beneficios por acción del año anterior, deflactado por los beneficios por acción del año anterior; el *Sesgo (Optimismo)* de la predicción de beneficios para una empresa *i* en el periodo *t* se define como la diferencia entre la predicción de consenso de analistas financieros sobre el beneficio antes de impuestos y el beneficio real antes de impuestos de ese año, deflactada por el beneficio antes de impuestos; *Disp* es la dispersión de las predicciones, medida como la desviación típica de las predicciones de analistas sobre la empresa *i* deflactada por el valor absoluto de la estimación de beneficios consensuada.

Tabla 4. Ajustes discrecionales por rangos de propiedad interna

Rango de propiedad interna	<i>Abs (ADD)</i>
<10%	0,0673
10-25%	0,0581
25-50%	0,0468
50-75%	0,0540
>75%	0,0618

Abs (ADD): valor absoluto de los ajustes discrecionales estimados a partir del modelo de Jones (1991) modificado.

5. Resultados de los análisis de regresión

5.1 Influencia de la estructura de propiedad sobre ajustes discrecionales

En la tabla 5 se ofrecen los resultados de las distintas regresiones de datos de panel del valor absoluto de los ajustes discrecionales sobre la estructura de propiedad y las variables de control. En todos los casos el test de Hausman (1978) no permite rechazar la hipótesis nula de no correlación entre la heterogeneidad inobservable y las variables independientes, asumiendo por tanto el modelo de efectos aleatorios. En el modelo 1 incluimos únicamente el término lineal en participación interna y encontramos, como en Warfield *et al.* (1995), una relación negativa entre propiedad interna y ajustes discrecionales ($p < 0,05$), que sugiere que cuando la participación interna es baja, los *insiders* realizan elecciones contables para mitigar las restricciones contractuales derivadas del contrato de agencia. En este modelo también encontramos una relación negativa ($p < 0,01$) entre ajustes discrecionales y tamaño de la empresa, ya que las empresas de mayor tamaño están sujetas a una mayor supervisión que las pequeñas, y una relación positiva entre ajustes discrecionales y oportunidades de crecimiento ($p < 0,05$). La concentración, sin embargo, no ejerce una influencia significativa sobre los ajustes discrecionales.

En la medida en que estudios previos han encontrado relaciones no lineales que apoyan la existencia de la hipótesis de convergencia de intereses y de atrincheramiento para diferentes tramos de propiedad interna (Morck *et al.*, 1988; Short y Keasey, 1999; Yeoh *et al.*, 2002), nosotros pretendemos examinar también en nuestro trabajo la posible existencia de relaciones no lineales en la relación entre propiedad interna y ajustes discrecionales. Así, en el modelo 2 incluimos un término cuadrático en la variable propiedad interna y encontramos que ambos términos de propiedad interna, lineal y cuadrático, son significativos ($p < 0,01$ y $p < 0,05$, respectivamente), negativo el coeficiente del término lineal y positivo el coeficiente del término cuadrático. Esta especificación se ajusta mejor a nuestros datos (aumenta el R^2) y por tanto los

resultados apoyan la existencia de ambas hipótesis, convergencia de intereses y atrincheramiento, sugiriendo que cuando la propiedad interna aumenta, el valor absoluto de los ajustes discrecionales disminuye de acuerdo con las predicciones de la Teoría de la Agencia y los resultados de Warfield *et al.* (1995), y a partir de cierto punto, que tiene lugar en torno al 42% de propiedad interna¹, existe una asociación positiva entre propiedad interna y ajustes discrecionales. Por lo tanto, nuestros resultados confirman que la propiedad interna es un mecanismo que, a pesar de las diferencias en sistemas de gobierno corporativo, puede restringir las prácticas de ajustes discrecionales cuando la proporción de acciones poseída por los *insiders* no es muy elevada. Sin embargo, cuando los *insiders* poseen un elevado porcentaje de participación accionarial tienden a la discrecionalidad en la elaboración de la información financiera. De acuerdo con Morck *et al.* (1988), la elevada participación interna resulta inefectiva para alinear los intereses de los directivos porque éstos tienen suficiente poder de voto para garantizar su empleo. La menor presión de los mercados de capitales puede ser también un factor para inducir menor calidad del resultado entre empresas con elevada participación interna. Nuestros resultados son similares a los de Yeo *et al.* (2002), quienes encuentran una asociación no lineal entre ajustes discrecionales y participación interna para empresas de Singapur con un mínimo en el 25%. Otros estudios que también confirman la existencia del efecto atrincheramiento al analizar la relación entre valor de la empresa y propiedad interna son los de Morck *et al.* (1988) para grandes empresas estadounidenses (entre el 5 y el 25% de participación), McConnell y Servaes (1990) para grandes y pequeñas empresas estadounidenses (de 0 hasta el 40-50%), y De Miguel *et al.* (2004) en una muestra de empresas españolas (entre el 35 y el 70%). El resto de variables mantienen su significación respecto al modelo 1: la concentración no muestra una asociación significativa con los ajustes discrecionales, y el tamaño y las oportunidades de crecimiento se relacionan, respectivamente, positiva y negativamente con los ajustes discrecionales.

Para validar estos resultados, en las dos últimas columnas de la tabla 5 dividimos la muestra en dos submuestras a partir del punto mínimo de 42% de participación interna y realizamos la regresión de ajustes discrecionales para cada uno de estos tramos. El coeficiente para propiedad interna es negativo y significativo ($p < 0,05$) cuando la propiedad interna es inferior al 42%, y positivo y significativo ($p < 0,05$) para valores de propiedad interna superiores al 42%, lo que confirma la relación no lineal entre propiedad interna y ajustes discrecionales encontrada en el modelo 2. El efecto negativo del tamaño sobre los ajustes discrecionales se mantiene en ambos

¹ Este mínimo se ha calculado diferenciando la variable dependiente respecto a propiedad interna e igualando a cero, $\partial y / \partial x = 0$, resolviendo el valor de propiedad interna que verifica esta condición y comprobando que $\partial^2 y / \partial x^2 > 0$, lo que implica que ese punto es un mínimo.

tramos, pero la relación positiva entre oportunidades de crecimiento y ajustes discretivos no es confirmada en aquellas empresas con elevada participación interna.

Tabla 5: Regresión de ajustes discrecionales sobre estructura de propiedad y variables de control

Modelo 1: $Abs(ADD)_{it} = \beta_0 + \beta_1 Prop_int_{it} + \beta_2 Concent_{it} + \beta_3 Beta_{it} + \beta_4 M_Book_{it} + \beta_5 Volat_{it} + \beta_6 Ln_Ventas_{it} + \beta_7 End_{it} + \lambda_t + \eta_i + v_{it}$

Modelo 2: $Abs(ADD)_{it} = \beta_0 + \beta_1 Prop_int_{it} + \beta_2 Prop_int^2_{it} + \beta_3 Concent_{it} + \beta_4 Beta_{it} + \beta_5 M_Book_{it} + \beta_6 Volat_{it} + \beta_7 Ln_Ventas_{it} + \beta_8 End_{it} + \lambda_t + \eta_i + v_{it}$

	Efectos aleatorios		Efectos aleatorios	
			$Prop_int \leq 42\%$	$Prop_int > 42\%$
<i>Constante</i>	0,1692*** (4,70)	0,2025*** (5,13)	0,1882*** (4,32)	0,1619** (2,18)
<i>Prop_int</i>	-0,0416** (-2,49)	-0,1652*** (-2,71)	-0,0932** (-2,40)	0,1544** (1,99)
<i>Prop_int²</i>		0,1980** (2,11)		
<i>Concent</i>	0,0095 (0,62)	0,0118 (0,76)	0,0144 (0,88)	-0,0383 (-0,73)
<i>Beta</i>	-0,0087 (-0,93)	-0,0083 (-0,89)	-0,0069 (-0,63)	-0,0035 (-0,20)
<i>M_Book</i>	0,0019** (2,37)	0,0020** (2,50)	0,0023** (2,03)	0,0013 (1,34)
<i>Volat</i>	-0,0002 (-0,01)	-0,0055 (-0,14)	0,0073 (0,16)	-0,0813 (-1,02)
<i>Ln_Ventas</i>	-0,0079*** (-3,06)	-0,0101*** (-3,59)	-0,0101*** (-3,23)	-0,0114** (-2,31)
<i>End</i>	0,0236 (1,04)	0,0249 (1,09)	0,0322 (1,30)	0,0290 (0,52)
<i>2000</i>	-0,0133 (-1,33)	-0,0121 (-1,23)	-0,0075 (-0,63)	-0,0292 (-1,56)
<i>2001</i>	-0,0247** (-2,51)	-0,0231** (-2,38)	-0,0237** (-1,98)	-0,0216 (-1,30)
<i>2002</i>	-0,0284*** (-3,01)	-0,0272*** (-2,92)	-0,0243** (-2,09)	-0,0347** (-2,20)
Significación (χ^2)	0,000	0,000	0,001	0,0256
R ²	0,1531	0,1735	0,1596	0,3970
p-Hausman	0,3935	0,1857	0,3953	0,9627
N° obs.	204	204	162	42
Mínimo		42%		

Significativo al 1% (***), 5% (**) y 10% (*).

Abs(ADD) es el valor absoluto de los ajustes de devengo discrecionales estimados a partir del modelo de Jones modificado; *Prop_int* es la participación accionarial en tanto por uno de los

miembros del consejo de administración. $Prop_int^2$ es el cuadrado de la variable anterior; $Concent$ es la participación accionarial en tanto por uno de los accionistas significativos ($\geq 5\%$). Ln_Ventas es el logaritmo neperiano de la cifra de ventas. End es la ratio de Deuda sobre activo total. $Beta$ es el riesgo sistemático de la empresa; M_Book es la ratio market to book, proxy de las oportunidades de crecimiento; $Volat$ es la desviación típica de la serie histórica de beneficios por acción; λ_i representa un vector de variables dummies para controlar por los posibles efectos temporales (2000, 2001, 2002); η_i representa los efectos de empresa inobservables (heterogeneidad inobservable) y v_{it} es el término de error.
Estadísticos z entre paréntesis
p-Hausman: p-value del test de Hausman (1978).

5.2. Influencia de la estructura de propiedad sobre el sesgo de las predicciones de analistas financieros.

En la tabla 6 se ofrecen los resultados de la regresión del sesgo de predicción sobre la estructura de propiedad y las variables de control. Los resultados están basados en el modelo de efectos aleatorios porque la probabilidad del test de Hausman (1978) no permite rechazar la hipótesis nula de no correlación entre las variables independientes y la heterogeneidad inobservable. En la primera columna estimamos el modelo 1, en el que incluimos únicamente el término lineal en participación interna, y aunque el signo negativo sugiere que los *insiders* juegan un papel en la reducción del optimismo de las predicciones de analistas financieros, sin embargo los resultados no arrojan evidencia de que la participación interna ejerza una influencia significativa sobre el sesgo. La concentración accionarial, en cambio, sí muestra una asociación positiva y significativa ($p < 0,05$) con el sesgo de las predicciones, indicativa de que los analistas financieros son más optimistas en las predicciones de beneficios de aquellas empresas con menor dispersión accionarial. Los resultados pueden estar justificados por los mayores niveles de asimetría informativa que caracterizan a las empresas con elevada concentración accionarial. Kim (1993) muestra que no existe una política de revelación óptima para todos los inversores, los cuales tienen diferentes actitudes ante el riesgo y diferentes costes de adquisición de información privada. En particular, los accionistas con mayor tolerancia al riesgo y menores costes de adquisición de información privada prefieren la menor divulgación de información voluntaria, en contra de aquellos inversores menos sofisticados. Ante lo anterior Kim (1993) sugiere que las empresas con una estructura de propiedad muy difusa suelen revelar más información en su empeño por satisfacer los intereses de la media de los inversores. En esta línea Demstet y Lehn (1985) evidencian que las empresas más concentradas se caracterizan por un mayor nivel de asimetría informativa. Existen también argumentos para apoyar el hecho de que los analistas sean proclives a publicar pronósticos optimistas para mejorar sus relaciones con las empresas en cuestión, siendo el sesgo mayor cuanto mayor sea el poder de los accionistas significativos.

Nuestros resultados son acordes con los obtenidos por Parkash *et al.* (1995), quienes para una muestra de empresas estadounidenses cotizadas en el periodo 1976-1983 también muestran que la concentración accionarial influye de forma positiva los errores de predicción de los analistas financieros. Para estos autores la concentración en manos de grandes accionistas puede ser considerada como un subrogado de la incertidumbre informativa no capturada por variables de riesgo.

En cuanto a las variables de control, la dispersión de las predicciones muestra una asociación positiva con el sesgo de la predicción, consistente con nuestras expectativas y con resultados de estudios previos que evidencian un aumento del error y sesgo en los pronósticos de los analistas conforme se incrementa la incertidumbre informativa (Parkash *et al.*, 1995; Ackert y Athanassakos, 2003). De acuerdo con los resultados hallados en el apartado 1, donde la participación interna mostraba una asociación no lineal con los ajustes discrecionales, en la segunda columna de la tabla 6 estimamos el modelo 2 incluyendo tanto el término lineal como el término cuadrático en la variable propiedad interna. Los resultados son similares al modelo anterior y las variables de propiedad interna tampoco resultan significativas, si bien la mejora en el ajuste del modelo sugiere que, aun no siendo significativa la asociación entre participación de *insiders* y sesgo de las predicciones, esta relación es más cercana a una curva que a una recta.

Tabla 6: Regresión de Sesgo de la predicción sobre estructura de propiedad y variables de control

Modelo 1: $Sesgo_{it} = \beta_0 + \beta_1 Prop_int_{it} + \beta_2 Concent_{it} + \beta_3 Ln_Ventas_{it} + \beta_4 Disp_{it} + \beta_5 Volat_{it} + \beta_6 Cambio_beneficios_{it} + \lambda_t + \eta_i + v_{it}$

Modelo 2: $Sesgo_{it} = \beta_0 + \beta_1 Prop_int_{it} + \beta_2 Prop_int_{it}^2 + \beta_3 Concent_{it} + \beta_4 Ln_Ventas_{it} + \beta_5 Disp_{it} + \beta_6 Volat_{it} + \beta_7 Cambio_beneficios_{it} + \lambda_t + \eta_i + v_{it}$

	Efectos aleatorios	Efectos aleatorios
<i>Constante</i>	-0,3720 (-1,13)	-0,1570 (-0,44)
<i>Prop_int</i>	-0,1100 (-0,76)	-0,7950 (-1,60)
<i>Prop_int</i> ²		0,9938 (1,44)
<i>Concent</i>	0,3301** (2,25)	0,3467** (2,36)
<i>Ln_Ventas</i>	0,0148 (0,70)	0,0016 (0,07)
<i>Disp</i>	0,1255*** (3,60)	0,1218*** (3,49)
<i>Volat</i>	0,1356 (0,45)	0,1223 (0,41)
<i>Cambio_beneficios</i>	-0,0183 (-1,00)	-0,0207 (-1,14)
<i>2000</i>	-0,0189 (-0,19)	-0,0201 (-0,20)
<i>2001</i>	0,0389 (0,39)	0,0354 (0,35)
<i>2002</i>	0,090 (0,86)	0,0849 (0,81)
Adj. R ²	0,1153	0,1247
Signif. (χ^2)	0,002	0,002
p-Hausman	0,9920	0,9944
N° obs.	204	204

Significativo at 1% (***), 5% (**) y 10% (*) .

El *Sesgo (Optimismo)* de la predicción de beneficios para una empresa *i* en el periodo *t* se define como la diferencia entre la predicción de consenso de analistas financieros sobre el beneficio antes de impuestos y el beneficio real antes de impuestos de ese año, deflactada por el beneficio antes de impuestos. *Prop_int* es la participación accionarial en tanto por uno de los miembros del consejo de administración; *Prop_int*² es el cuadrado de la variable anterior. *Concent* es la participación accionarial en tanto por uno de los accionistas significativos ($\geq 5\%$) *Ln_Ventas* es el logaritmo neperiano de la cifra de ventas. *Disp* es la dispersión de las predicciones, medida como la desviación típica de las predicciones de analistas sobre la empresa *i* deflactada por el valor absoluto de la estimación de beneficios consensuada. *Volat* es la desviación típica sobre la serie histórica de beneficios por acción. *Cambio_beneficios* es el valor absoluto de la diferencia entre los actuales beneficios por acción y los beneficios por acción del año anterior, deflactado por los beneficios por acción del año anterior. λ_t representa los efectos temporales (dummies de año); η_i representa los efectos de empresa inobservables (heterogeneidad inobservable) y v_{it} es el término de error. Estadísticos *z* entre paréntesis.

p-Hausman: pvalue del test de Hausman (1978).

6. Conclusiones

Situada dentro del marco de la teoría de la agencia, una de las líneas de investigación que más importancia está adquiriendo en los últimos años es la relativa al gobierno corporativo. El buen gobierno de la empresa proporciona mecanismos para controlar conductas oportunistas y proteger a los inversores, minimizando con ello los costes de agencia producidos por la alineación de los intereses de propiedad y dirección, o, en el caso de sistemas de gobierno corporativos caracterizados por elevada concentración, de accionistas mayoritarios y minoritarios. Dado que uno de los objetivos del buen gobierno de la empresa es establecer mecanismos que garanticen la transparencia y la calidad de la información transmitida al mercado, nos planteamos estudiar si el buen gobierno de la empresa actúa como elemento constrictor de las prácticas manipuladoras que se producen en los mercados de valores.

Así, nuestro primer objetivo a lo largo del presente trabajo es analizar la influencia de la estructura de propiedad sobre la manipulación contable en España, medida a través de los ajustes discrecionales, para un conjunto de empresas no financieras cotizadas en la Bolsa de Madrid durante el periodo 1999-2002.

Los resultados ponen de manifiesto una relación no lineal entre el nivel de ajustes discrecionales y la participación de *insiders*, verificándose a niveles inferiores al 42% de participación interna la hipótesis de convergencia de intereses y a niveles superiores el atrincheramiento de los *insiders*. Así, los *insiders* realizan elecciones contables para mitigar las restricciones contractuales derivadas del contrato de agencia, disminuyendo el nivel de ajustes discrecionales conforme aumenta el porcentaje de acciones en manos de directivos. Para niveles muy elevados de participación interna (la media de la participación interna en España es del 18%) se evidencia que los *insiders* contribuyen a la discrecionalidad en la elaboración de la información financiera, lo que demuestra que la propiedad interna es un mecanismo que restringe las prácticas de ajustes discrecionales únicamente cuando los niveles de participación interna no son excesivos.

La manipulación informativa no sólo existe en el ámbito de la empresa, pues resultados de investigaciones en el campo de los errores de predicción muestran claros indicios de la existencia de sesgo optimista en los pronósticos de beneficios emitidos por analistas financieros. La emisión de predicciones optimistas beneficia a los analistas generando mayor volumen de

contratación, y por consiguiente mayores ingresos por comisiones, y por otra parte mejorando sus relaciones con la empresa. Así, nos planteamos como segundo objetivo conocer en qué medida el buen gobierno de la empresa, a través de determinadas estructuras accionariales, constituye un instrumento que limita las prácticas de emisión de predicciones sesgadas optimísticamente y favorece la exactitud de las predicciones emitidas por los analistas financieros.

La evidencia empírica pone de manifiesto una relación positiva entre el sesgo optimista de los pronósticos y la participación de accionistas significativos. Los resultados muestran que los analistas financieros son más optimistas en aquellas empresas caracterizadas por una escasa dispersión accionarial, lo que evidencia que las grandes concentraciones accionariales en las empresas españolas tienen un efecto negativo sobre la exactitud en las predicciones de los analistas financieros y en definitiva sobre la calidad de la información emitida por estos intermediarios. Los mayores incentivos de los analistas financieros a emitir pronósticos optimistas en empresas con elevado poder de sus accionistas significativos, unido a la asimetría informativa que caracteriza a estas empresas y a la presión que los grandes accionistas, a menudo entidades financieras, pueden ejercer sobre los intermediarios financieros justificaría los resultados obtenidos.

En resumen, el buen gobierno de la empresa actúa como elemento constrictor de las prácticas de manipulación informativa realizadas en los mercados de valores. Así, mientras que la participación interna, a niveles no excesivos, contribuye a reducir los niveles de ajustes discrecionales realizados por la empresa, la dispersión accionarial conduce a su vez a menores niveles de optimismo en las predicciones emitidas por los analistas financieros.

En un momento histórico en que se está fomentando por parte de los organismos reguladores las prácticas de buen gobierno corporativo, en un intento de paliar la pérdida de confianza generalizada en los sistemas de información contable, creemos que los resultados contribuirán a incentivar el análisis de problemas relevantes para la sociedad en su conjunto y para los agentes económicos y sociales, al adentrarse en el complejo terreno del comportamiento empresarial, las relaciones de agencia y el gobierno de las organizaciones privadas. Así, el conocer los factores que determinan el por qué los directivos realizan determinados ajustes discrecionales es de gran interés para los organismos reguladores, los usuarios de la información contable y la comunidad académica al objeto de entender e interpretar correctamente el resultado contable. Por otra parte, las predicciones emitidas por los analistas financieros se configuran como una

importante fuente de información para muchos usuarios de los estados financieros, y su empleo como subrogado de las expectativas de beneficios en la investigación empírica en mercados de capitales está bien documentado en la literatura. A pesar de los hallazgos que apoyan el uso de las predicciones de los analistas para seleccionar carteras rentables, la investigación previa proporciona resultados poco concluyentes acerca de si existen diferencias sistemáticas en la exactitud de los analistas, no existiendo apenas evidencia sobre el efecto de la estructura de propiedad de la empresa analizada sobre los sesgos predictivos. Nuestros hallazgos en este campo son de interés para los participantes en mercados de capitales así como para los organismos contables internacionales, los cuales, preocupados por la eficiencia del mercado de valores, deben tener en cuenta los sesgos y factores que influyen en los pronósticos emitidos por los analistas financieros y el papel del buen gobierno de la empresa en la reducción de los mismos.

Futuros desarrollos de este trabajo pasan por examinar si otros mecanismos del buen gobierno de las empresas, como el consejo de administración a través de su tamaño o independencia, actúan también como elemento constrictor de la manipulación informativa, contribuyendo a la protección de los derechos de los inversores y a promover la confianza en los mercados financieros.

7. Bibliografía

- Ackert, LF y Athanassakos, G (2003): “A simultaneous equation análisis of analysts’ forecast bias, analyst following, and institucional ownership”, *Journal of Business, Finance and Accounting*, 30, 7, pp. 1017-1041.
- Agrawal, A. y Knoeber, C. (1996): “Firm performance and mechanism to control agency problems between managers and shareholders”, *Journal of Financial and Quantitative analysis*, 31(3), 377-399.
- Agrawal, A., y Mandelker N. (1990): “Large Shareholders and the Monitoring of Managers: The Case of Antitakeover Charter Amendments”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 2, 143-161.
- Ang, J.S. y Ciccone, S.J. (2002): “International differences in analyst forecasts properties”, *Working Paper*, Florida State University.
- Ashbaugh, H. y Pincus, M. (2001): “Domestic accounting standards, international accounting standards, and the predictability of earnings”, *Journal of Accounting Research*, nº 39, pp. 417-434.
- Baltagi, B.H. y Chang, Y.J.C. (1994): “Incomplete Panels: A comparative study of alternative estimators for the unbalanced one-way error component regression model”, *Journal of Econometrics*, 62, 67-89.
- Beasley, MS (1996): “An empirical analysis of the relation between the board of directors and financial statement fraud”, *The Accounting Review*, vol. 71, 4, pp.443-465.
- Berle, A.A., y Means, G.C. (1932): *The Modern Corporation and Private Property*, NewYork: The Macmillan Company. Reprint, 1991, New Brunswick, N. J: Transaction Publishers.
- Bolliger, G. (2001): The characteristics of individual analysts’ forecasts in Europe, *Working Paper*, University of Neuchatel and FAME.
- Brick, IE; Palia, D.; Wang, CJ (2005): Simultaneous estimation of CEO compensation, leverage, and board characteristics on firm value. Working Paper, SSRN.com.
- Brown, L. (1997): “Analyst forecasting errors: additional evidence”, *Financial Analysts Journal*, November-December, pp. 81-88.
- Brown, L.; Richardson G. y Schwager, S. (1987): “An information interpretation of financial analyst superiority”, *Journal of Accounting Research*, spring, pp. 49-67.
- Callahan, WT; Millar, JA; Schulman, C. (2003): “An analysis of the effect of management participation in director selection on the long-term performance of the firm”, *Journal of Corporate Finance*, 9, pp. 169-181.

- Chang, J.J.; Khanna, T. y Palepu, K. (2000): “Analyst activity around the world”, *Strategy Working Paper Series*, n° 01-061, Harvard Business School.
- Cheng, C. y Reitenga, A. (2001): “Characteristics of Institutional Investors and Discretionary Accruals”, Working Paper SSRN.
- Cho, M. (1998): “Ownership structure, investment, and the corporate value: an empirical analysis”, *Journal of Financial Economics*, 47, 103-121.
- Chtourou, SM; Bédard, J; Courteau, L (2001): Corporate governance and earnings management, Working Paper, Université Laval, Canadá.
- Clement, M. (1999): “Analyst forecast accuracy: Do ability, resources and portfolio complexity matter?” *Journal of Accounting Economics*, 27, 285-303.
- Clement, M.; Rees, L. & Swanson, E. (2004): “The influence of culture and corporate governance on the characteristics that distinguish superior analysts”, *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, winter.
- Das, S. y Saudaragan S.M. (1998): “Accuracy, bias, and dispersion in analysts’ earnings forecasts: The case of cross-listed foreign firms”, *Journal of International Financial Management and Accounting*, 9, 1, 16-33.
- De Miguel, A.; Pindado, J; De la Torre, C. (2004): “Ownership structure and firm value: new evidence from Spain”. *Strategic Management Journal*, 25, 1199-1207.
- Dechow, PM; Sloan, RG; Sweeney, AP (1995): “Detecting earnings management”, *Accounting Review*, 70, 2, 193-225.
- Dechow, PM; Sloan, RG; Sweeny, AP (1996): “Causes and consequences of earnings manipulation: an analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC”, *Contemporary Accounting Review*, vol 13, 1, pp.1-36.
- DeFond, M.L. y Jiambalvo, J. (1994): “Debt covenant violation and the manipulation of accruals”, *Journal of Accounting and Economics*, 17, 145-176.
- Demsetz, H. y Lehn, K. (1985): “The structure of corporate ownership: causes and consequences”, *Journal of Political Economy*, 93, 6, 1155-1177.
- Demsetz, H. y Villalonga, B. (2001): “Ownership Structure and Corporate Performance”. *Journal of Corporate Finance*, 7, 209-233.
- Dugar A. y Nathan S. (1995): “The effect of investment banking relationships on financial analysts’ earnings forecasts and investment recommendations”, *Contemporary Accounting Research*, 12, 1, 131-160.
- Duru, A. y Reeb, D.M. (2002): “International diversification and analysts’ forecast accuracy and bias”, *The Accounting Review*, vol. 77, n° 2, pp. 415-433.

- Earle, JS; Kucsera, C; Telegdy, A. (2005): "Ownership concentration and corporate performance on the Budapest Stock Exchange: do too many cooks spoil the goulash?", *Corporate Governance: an international review*, 13, 2, pp.254-264.
- Fama, EF y Jensen, MC (1983): "Separation of ownership and control", *Journal of Law and Economics*, 26, 2, pp.301-325.
- Gabrielsen, G.; Gramlich, J. and Plenborg, T. (2002): "Managerial ownership, information content of earnings, and discretionary accruals in a non-US setting", *Journal of Business, Finance and Accounting*, vol. 29, n° 7&8, pp. 967-988.
- García Osma, B. y Gill de Albornoz, B. (2002): Corporate governance and earnings management, Working Paper, Lancaster University and Jaume I University.
- García Osma, B.; Gill de Albornoz, B. y Gisbert Clemente, A. (2005): La investigación sobre earnings management", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, n°127, pp. 1001-1035.
- Gaver, JJ; Gaver, K y Austin (1995): "Additional evidence on bonus plans and income management", *Journal of Accounting and Economics*, vol. 19, n°1, pp. 3-28.
- Gill de Albornoz Noguera, B. (2002): El alisamiento de beneficio como estrategia de earnings management: análisis empírico en el contexto español, Tesis doctoral, Universidad Jaime I.
- Hausman, J.A. (1978): "Specification tests in econometrics", *Econometrica*, vol.46, pp.1251-1271.
- Healy, PM y Wahlen, JM (1999): "A review of the earnings management literature and its implication for standard setting", *Accounting Horizons*, 13, 365-383.
- Hermalin, BE y Weisbach, MS (1988): "The determinants of board composition", *RAND Journal of Economics*, 19, 4, pp.589-606.
- Himmelberg, C.; Hubbard, G. and D. Palia, (1999): "Understanding the determinants of managerial ownership and the link between ownership and performance", *Journal of Financial Economics*, 53, 353-384.
- Holderness, CG; Kroszner, RS; Sheehan, DP (1999): "Were the good old days that good? Changes in managerial stock ownership since the great depression", *The Journal of Finance*, 54, 2, pp. 435-469.
- Hope, O. (2002): Accounting policy disclosures and analysts' forecasts, *Working Paper*, University of Toronto, July.
- Hope, OK (2003): "Disclosures practices, enforcement of accounting standards, and analyst's forecast accuracy: an international study", *Journal of Accounting Research*, vol 41, 2, p.235-272.
- Jacob, J, Lys, TZ; Neale, M. (1999): "Expertise in forecasting performance of security analysts", *Journal of Accounting Economics*, 28, 51-82.

- Jaggi, J. y Jain, R. (1998): "An evaluation of financial analysts' earnings forecasts for Hong Kong firms", *Journal of International Financial Management and Accounting*, vol. 9, n° 3, pp. 177-200.
- Jensen, M. y W. Meckling (1976): "Theory of the firm: managerial behaviour, agency costs and ownership structure", *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360
- Jones, JJ (1991): "Earnings management during import relief investigations", *Journal of Accounting Research*, 29, 193-228.
- Khan, R; Dharwadkar, R; Brandes, P. (2005): "Institutional ownership and CEO compensation: a longitudinal examination", *Journal of Business Research*, 58, 1078-1088.
- Kim, O. (1993): "Disagreements among shareholders over a firm's disclosure policy", *The Journal of Finance*, vol. 48, n° 2, pp. 747-760.
- Klein, A (2002): "Audit committee, board of directors characteristics, and earnings management", *Journal of Accounting and Economics*, 35, pp.375-400.
- Lang, M, Lins, K.; Miller, D. (2003): "ADRS, Analysts and accuracy: Does cross listing in the United States improve a firm's information environment and increase market value?" *Journal of Accounting Research*, 41,2, 317-363.
- Lang, M. y Lundholm, R. (1996): "Corporate Disclosure Policy and Analyst Behaviour", *The Accounting Review*, vol. 71, n°4, pp. 467-492.
- Lang, MH; Lins, KV; Miller, DP (2004): "Concentrated control, analyst following, and valuation: do analysts matter most when investors are protected least?", *Journal of Accounting Research*, vol. 42, 3, pp.589-623.
- Larcker, DF y Richardson, SA (2004): "Fees paid to audit firms, accrual choices, and corporate governance", *Journal of Accounting Research*, 42, 3, 625-658.
- Larrán Jorge, M. y Rees, W. (1999): "Propiedades de los pronósticos de beneficios realizados por los analistas financieros: una aplicación al caso español", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 28, n° 101, pp. 675-729.
- Leech, D. y J. Leahy (1991): "Ownership Structure, Control Type Classifications and the Performance of Large British Companies", *The Economic Journal*, vol. 101, pp. 1418-1437.
- Leuz, C; Nanda; D.; Wysocki, PD (2003): "Earnings management and investor protection: an international comparison", *Journal of Financial Economics*, 69, pp.505-527.
- Lin, H. y McNichols, MF. (1998): "Underwriting relationships, analysts' earnings forecasts and investment recommendations", *Journal of Accounting and Economics*, 25, 101-127.
- Loderer, C. y Martin, K. (1997): "Executive stock ownership and performance tracking faint traces", *Journal of Financial Economics*, 45, pp.223-255.

- Lys, T. y Soo, L.G. (1995): "Analysts' forecast precision as a response to competition", *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, vol. 10, pp. 751-763.
- McConnell & Servaes, J. (1990): "Additional evidence on equity ownership and corporate value", *Journal of Financial Economics*, 27, 595-612.
- Mikhail, M., Walther, B. y Williams, R. (1997): "Do security analysts improve their performance with experience?" *Journal of Accounting Research*, 35, 120-131.
- Morck, R.; Shleifer, A. y Vishny, R. (1988): "Management ownership and market valuation: an empirical analysis", *Journal of Financial Economics*, 20, 293-315.
- Palia, D., (2001): "The endogeneity of managerial compensation in firm valuation, a solution", *The Review of Financial Studies*. 14, 3, 735-764.
- Park, YW y Shin, HH (2004): "Board composition and earnings management in Canada", *Journal of Corporate Finance*, 10, 431-457.
- Parkash, M.; Dhaliwal, D.S.; Salatka, W.K. (1995): "How certain firm-specific characteristics affect the accuracy and dispersion of analysts' forecasts. A latent variables approach", *Journal of Business Research*, nº 34, pp. 161-169.
- Peasnell, K.V.; Pope, P.F.; Young, S. (2000): "Detecting earnings management using cross-sectional abnormal accruals models", *Accounting and Business Research*, 30, 4, 313-326.
- Peasnell, KV; Pope, PF; Young, S (2005): "Board monitoring and earnings management: do outside directors influence abnormal accruals", *Journal of Business, Finance and Accounting*, 32, 7 & 8, pp.1311-1346.
- Sánchez Ballesta, JP y García Meca, E (2005): "Influencia de la empresa en los errores de predicción de los analistas financieros: un estudio meta-analítico", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, nº 127, octubre-diciembre, pp. 823-848.
- Shleifer, A. y Vishny, R. (1997): The takeover wave of the 1980s, in Chew, D.H., *Studies in International Corporate Finance and Governance systems Oxford*: Oxford University Press.
- Short, H. y Keasey, K. (1999): "Managerial ownership and the performance of firms: evidence from the UK", *Journal of Corporate Finance*. 5, 79-101.
- Teoh, S.H.; Welch, I.; Wong, T.J. (1998): "Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings", *Journal of Financial Economics*, 50, pp.63-99.
- Thomsen, S; Pedersen, T; Kvist, HK (2006): "Blockholder ownership: effects on firm value in market and control based governance systems", *Journal of Corporate Finance*, 12, pp. 246-269.
- Warfield, T.; Wild, J; Wild, K. (1995): "Managerial ownership, accounting choices and informativeness of earnings", *Journal of Accounting and Economics*, vol. 20, pp. 61-91.

- Wiedman, C. (1996): "The relevance of characteristics of the information environment in the selection of a proxy for the market's expectations for earnings: An extension of Brown, Richardson, & Schwager", *Journal of Accounting Research*, 34, 2, 313- 324.
- Xie, B.; Wallace, N. and Dadalt, P. (2003): "Earnings management and corporate governance: the role of the board and the audit committee", *Journal of Corporate Finance*, 9, pp. 295-316.
- Yeo, GHH; Tan, PMS; Ho, KW; Chen, SS (2002): "Corporate ownership structure and the informativeness of earnings", *Journal of Business, Finance and Accounting*, 29, 7, pp.1023-1046.
- Zhou, X. (2001): "Understanding the determinants of managerial ownership and the link between ownership and performance: comment". *Journal of Financial Economics*, 62, 557-571.

