

EL CONSEJO DE ADMINISTRACIÓN COMO MECANISMO DE CONTROL: EVIDENCIA PARA EL MERCADO ESPAÑOL *

Antonio Mínguez y Juan Francisco Martín **

WP-EC 2003-02

Correspondencia: J.F. Martín: Universidad de Murcia, Facultad de Economía y Empresa, Dpto. de Organización de Empresas y Finanzas, Campus de Espinardo, 30100 Espinardo (Murcia). Tel.: 968 36 38 37 / e-mail: juanfran@um.es.

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

Primera Edición Febrero 2003

Depósito Legal: V-894-2002

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

* Los autores agradecen las sugerencias de un evaluador anónimo. Juan Francisco Martín-Ugedo también quiere mostrar su agradecimiento a la *Fundación CajaMurcia* por su apoyo financiero.

** Universidad de Alicante.

EL CONSEJO DE ADMINISTRACIÓN COMO MECANISMO DE CONTROL: EVIDENCIA PARA EL MERCADO ESPAÑOL

Antonio Mínguez y Juan Francisco Martín

RESUMEN

Este trabajo analiza la influencia del consejo de administración, como mecanismo interno de gobierno, en el valor de la empresa. Los resultados muestran una relación positiva y recíproca entre la participación accionarial de los consejeros y la Q financiera, y negativa entre el tamaño del consejo y el valor de la empresa. La antigüedad de los consejeros, por un lado, y la composición del consejo, por otro, no presentan relaciones concluyentes con la Q . Finalmente, obtenemos evidencia de una relación de sustitución entre la propiedad de los consejeros y el porcentaje de miembros externos del consejo de administración, como mecanismos reductores de los conflictos de agencia.

Palabras clave: consejo de administración, valor de la empresa, endogeneidad

Clasificación JEL: G32, G34

ABSTRACT

This paper investigates the relationship between board of directors' characteristics and firm value. We find a positive relationship between board of directors' shareholdings and Tobin's Q . Endogenous treatment of these variables also reveals a positive relationship between Tobin's Q and board of directors' shareholdings. Board of directors has a negative effect on firm value. The tenure of directors and board composition has no statistical relationship with Tobin's Q . We also find evidence of a substitution effect between board of directors' shareholdings and percentage of outside directors.

Keywords: board of directors, firm value, endogenous variable.

JEL classification: G32, G34

1. INTRODUCCIÓN

A partir de los trabajos de Berle y Means (1932) y Coase (1937) se suscitó un gran interés entre los economistas por los efectos de la separación entre propiedad y control de la empresa, interés que sigue vigente en nuestros días. Los distintos objetivos que tienen los inversores, que aportan la financiación, y los *insiders* (directivos y miembros del Consejo de Administración), que gestionan la empresa, generan una serie de problemas, conocidos como de agencia. El *gobierno de la empresa* estudia los mecanismos de que disponen los inversores para ejercer el control de la compañía, de forma que estos problemas se vean minimizados.

Los distintos mecanismos de que disponen los inversores para alinear los intereses de los *insiders* con los suyos se suelen dividir en dos: externos e internos. Externos, como pueden ser el mercado de control corporativo o los mercados de productos y factores; e internos, como los sistemas de remuneración de la dirección, la participación accionarial de los *insiders*, la concentración de la propiedad, etc. De estos mecanismos, los externos son particularmente importantes en los países anglosajones, con estructuras de propiedad dispersas; mientras que los internos predominan en los demás mercados, incluido el español. Este trabajo pretende estudiar la eficacia de uno de estos mecanismos internos, concretamente del consejo de administración, a la hora de supervisar la labor directiva, prestando un especial interés, dada la novedad que supone, en el posible efecto sustitución existente entre la propiedad de los consejeros y la composición del consejo.

Los trabajos más recientes que examinan la función supervisora del consejo son mayoritariamente empíricos, y se centran en una serie de características, siendo la propiedad de los *insiders*, y más específicamente su influencia en el valor de la empresa, la que más atención ha recibido por parte de los investigadores. Son diversos los efectos que pueden derivarse de esa relación. Por un lado, un efecto positivo, ya que el aumento de la propiedad en manos de consejeros y directivos puede incentivarles a alinear sus intereses con los del resto de los accionistas (*hipótesis de convergencia*). Por otro lado, la citada propiedad puede ser utilizada por los *insiders* para evitar su cese en caso de un comportamiento ineficiente (*hipótesis de atrincheramiento*), derivándose una

relación negativa entre las citadas variables. También es posible que haya una relación no lineal entre esas dos variables, que sería una consecuencia de una sucesión de efectos *convergencia* y *atrincheramiento*, en función de los niveles de propiedad estudiados.

La composición del consejo es otra variable relevante a la hora de medir su eficiencia como órgano supervisor. Los distintos códigos de buen gobierno recomiendan la existencia de una mayoría de miembros externos en el consejo y un equilibrio entre independientes y dominicales. Así, se supone que cuantos menos vínculos existan entre los consejeros y la dirección más independientes serán aquéllos a la hora de llevar a cabo su labor supervisora; aunque, por el contrario, disponen de un menor conocimiento de la empresa.

Tomando como base estas dos variables, propiedad de los consejeros y composición del consejo, han empezado a aparecer trabajos, como el de Peanell et al. (2003), que analizan si estos factores pueden actuar como mecanismos sustitutivos a la hora de reducir los conflictos de agencia. De esta forma, cuando el comportamiento de los consejeros se adecua a la *hipótesis de convergencia*, la necesidad de consejeros externos e independientes será, a priori, menor que en aquellos consejos atrincherados. Además, es posible una relación no lineal entre estas dos variables si tenemos en cuenta que la influencia de la propiedad de los consejeros en el valor de la empresa puede presentar, como dijimos anteriormente, una sucesión de efectos *convergencia* y *atrincheramiento*. Así, en el tramo que predomine el primer efecto, la necesidad de consejeros externos e independientes será mayor que en aquel en el que el efecto dominante sea el de *atrincheramiento*.

Para el mercado español no existe evidencia previa que examine si la participación accionarial de los consejeros y la composición del consejo actúan como mecanismos sustitutivos de control. Éste es precisamente el principal objetivo de este trabajo.

Adicionalmente, con el fin de no dar una visión excesivamente parcial, al examinar aspectos muy concretos de sólo dos variables, hemos realizado otros análisis, de modo que permitan una visión más global del consejo de administración como mecanismo de control. Así, antes de examinar el posible efecto sustitutivo entre propiedad de los consejeros y composición del consejo, se ha analizado la influencia de una serie de variables relativas al consejo en el valor de la empresa. Además, aunque en este caso con posterioridad al análisis del mencionado efecto sustitución, se ha

examinado la dirección de la relación entre algunas de las características citadas y dicho valor, ya que puede haber relaciones endógenas entre las mismas.

Por lo que respecta al efecto de determinadas variables relativas al consejo en el valor de la empresa, las variables examinadas, además de la propiedad de los consejeros y la composición del consejo, han sido el tamaño del consejo y la antigüedad de los consejeros en su cargo. Que tengamos conocimiento, este es el primer trabajo que presenta evidencia de la influencia de la permanencia de los consejeros en el cargo para el mercado español; habiendo, por el contrario, evidencia previa de las demás variables.

En cuanto a la dirección de la relación entre algunas de las características citadas y el valor de la empresa, es posible que la propiedad de los *insiders* influya en el valor de la empresa, y que éste a su vez condicione a aquélla. Del mismo modo, el tamaño del consejo puede encontrarse determinado por el nivel de la rentabilidad de la sociedad. Éstas son las dos relaciones que hemos examinado en este trabajo. Para la primera de las relaciones ya existe evidencia en el mercado español, aunque no la hay, que tengamos conocimiento, para la segunda.

Los resultados obtenidos muestran una relación no lineal entre el porcentaje de acciones poseídas por los consejeros y el valor de la empresa, que pondría de manifiesto una *convergencia* de intereses entre los miembros del consejo y el resto de los accionistas para niveles bajos de posesión, y la posibilidad de un *atrincheramiento* de los consejeros para niveles altos de propiedad por parte de los mismos. Además, se obtiene, a través de la estimación por mínimos cuadrados en dos etapas, tratando ambas variables como endógenas, que no sólo la concentración accionarial afecta al valor de la empresa sino que esta relación es recíproca. No observamos una relación concluyente entre la composición del consejo y el valor de la empresa, por un lado, y entre la antigüedad relativa de los consejeros y dicho valor, por otro. Por otra parte, obtenemos evidencia favorable al hecho de que la propiedad de los consejeros y el porcentaje de consejeros externos actúen como mecanismos sustitutivos de control. Finalmente, se ha observado una relación negativa entre el número de miembros que componen el consejo y el valor de la empresa (no dándose dicha relación en sentido contrario).

El resto del trabajo se estructura en cinco apartados. En el segundo se describe la selección de datos y las características de la muestra. Seguidamente se presentan los fundamentos teóricos, la evidencia empírica previa y los resultados de la influencia de diversas características del consejo en el valor de la empresa (sección tercera), del efecto sustitución entre propiedad de los consejeros y composición del consejo (sección

cuarta) y de la endogeneidad de la participación accionarial de los consejeros y el tamaño del consejo (sección quinta). Finalmente, en el epígrafe sexto se exponen las conclusiones.

2. MUESTRA Y DATOS

La muestra objeto de estudio está compuesta por 106 empresas no pertenecientes al sector financiero que cotizaban en el Mercado Continuo a 31 de Diciembre de 1999.

La información referida a la estructura accionarial se obtuvo del registro de participaciones significativas de la CNMV, en la que figuran las participaciones directas e indirectas de los consejeros en el capital de la empresa, independientemente de la cuantía de ésta. Igualmente de la CNMV, se obtuvo el registro de consejeros, en el que figura la fecha de nombramiento, la de cese y el cargo de cada uno de los miembros de los consejos de administración de las empresas cotizadas. La información relativa a la composición del consejo se deriva del índice Spencer Stuart de consejos de administración, el cual ha sido utilizado en diversos estudios en el mercado español. Sin embargo, en el citado directorio sólo aparece información de 46 empresas de la muestra inicial, por lo que aquellos análisis que incluyen variables relacionadas con la composición del consejo parten de una muestra sensiblemente más reducida.¹ Los datos contables fueron obtenidos de la base de datos SABE. Finalmente, el número de acciones y los precios de cotización provienen del Boletín Anual de Cotización de la Bolsa de Madrid.

A continuación se procede a definir las variables empleadas en el estudio empírico, y se comentan algunos de los valores que toman dichas variables, cuyos estadísticos descriptivos figuran en el cuadro 1.²

¹ Alternativamente, se empleó el directorio Dicodi para los análisis relativos a la composición del consejo. No obstante, algunos de los valores obtenidos, como por ejemplo que el 99% de los consejeros fueran externos, eran poco verosímiles, motivo por el que nos decantamos por emplear el índice Spencer Stuart.

² El resumen y la descripción de las variables también se incluyen en el anexo 1.

Como medida de rentabilidad se utiliza una aproximación a la Q de Tobin. Son muy diversas las medidas de rentabilidad que los estudios previos han empleado como variable dependiente, pudiéndose dividir éstas en dos; por un lado aquéllas que se centran en medidas contables y, por otro, las que emplean la aproximación a la Q de Tobin. Existen diversas diferencias entre estos tipos de medidas, siendo la principal que los resultados contables se centran en hechos ya acontecidos y, por tanto, dan una visión del pasado, mientras que la Q se centra en las expectativas futuras.³ Posiblemente ésta sea la razón por la que, al igual que en este trabajo, los estudios más recientes tienden a centrarse exclusivamente en la Q de Tobin.

Cuadro 1.
Estadísticos Descriptivos

Variables	Media	Mediana	Desv. Típica	Mínimo	Máximo
Q	1,856	1,351	1,426	0,578	9,199
PCON	0,139	0,019	0,210	0,000	0,950
LPCON	-1,895	-1,673	1,587	-5,000	2,300
NCON	9,876	9,000	4,452	2,000	26,000
LNCON	0,947	0,954	0,213	0,301	1,414
ACON	0,178	0,122	0,195	0,015	1,000
PEX	0,777	0,800	0,147	0,000	0,947
PIND	0,331	0,333	0,221	0,000	0,800
LPEX	0,642	0,602	0,309	-0,124	1,255
LPIND	-1,202	-0,301	2,247	-0,124	0,602
LNPCON	-4,634	-3,959	3,339	-11,512	-0,005
REC	0,051	0,039	0,070	-0,112	0,383
BETA	0,697	0,711	0,247	-0,392	1,220
RESP	0,024	0,023	0,009	0,011	0,087
END	0,417	0,449	0,212	0,001	0,918
LCAP	8,520	8,502	0,772	6,807	10,908
PERM	1609	1504	996	231	4687
LACT	8,502	8,421	0,690	6,730	10,430
LANT	4,050	4,107	0,410	2,370	4,950
DIV	1,490	1,000	0,590	1,000	3,000

VARIABLES: Q (aproximación a la Q de Tobin), PCON (suma del porcentaje de acciones de los miembros del consejo de administración), LPCON (transformación logarítmica de PCON), NCON (número de miembros del consejo de administración), LNCON (logaritmo de NCON), ACON (antigüedad relativa, en años, de los miembros del consejo de administración), PEX (porcentaje de consejeros externos), PIND (porcentaje de consejeros externos que tienen una permanencia en el consejo inferior a diez años), LPEX (transformación logarítmica de PEX), LPIND (transformación logarítmica de PIND), LNPCON (logaritmo natural de PCON), REC (rentabilidad económica, en tanto por uno), BETA (riesgo sistemático), RESP (riesgo específico), END (deuda total sobre activo), LCAP (logaritmo de la capitalización bursátil), PERM (tiempo medio, en días, de permanencia de los consejeros en sus cargos), LACT (logaritmo del valor contable del activo total de la empresa), LANT (logaritmo de la antigüedad de la empresa), DIV (diversificación de los negocios de la empresa, medida a través del número de códigos Sic distintos en sus dos primeros dígitos).

³ Para un mayor detalle de las diferencias entre estas medidas véase Demsetz y Villalonga (2001).

En este trabajo hemos empleado la Q financiera (Q), como una aproximación a la Q de Tobin, definida como la suma del valor de mercado de los recursos propios más el valor contable de la deuda dividido por el valor contable del activo total, tomando un valor medio de 1,86.⁴ Esta aproximación ha sido utilizada en numerosos estudios sobre estructura de propiedad, como, por ejemplo, Demsetz y Villalonga (2001), en el mercado norteamericano, con un valor medio de 1,1, Hillier y McColgan (2001), en el Reino Unido, donde toma un valor promedio de 1,96, o López y Rodríguez (2001), De Andrés et al. (2002) y Alonso y De Andrés (2002), en el mercado español, con valores del 1,01, 1,44 y 1,23, respectivamente.

En cuanto al consejo, son varias las características examinadas. Por un lado, se ha estudiado la participación de los consejeros en el capital de la empresa, calculando ésta con dos procedimientos alternativos. En primer lugar, se ha calculado como la suma del tanto por uno de propiedad de los miembros del consejo de administración, $PCON$.⁵ En este trabajo, dicha variable, toma un valor medio de un 13,6%, cifra superior al 10,6% de la muestra de Morck, Shleifer y Vishny (1988), para el mercado norteamericano, al 9% de la muestra de Mudambi y Nicosia (1998), en el Reino Unido, y al 7% de Fernández et al. (1998), en el español. Alternativamente, como segunda medida de la propiedad de los consejeros se ha definido la variable $LPCON$, dada por la expresión:

$$LPCON = \text{Log}\left(\frac{PCON}{1 - PCON}\right)$$

Esta transformación, utilizada por Demsetz y Villalonga (2001), entre otros, tiene como objeto obtener distribuciones simétricas de las medidas de concentración.

Por otro lado, se ha examinado el tamaño del consejo, medido a través del número de miembros que componen el consejo de administración de cada empresa, $NCON$, y de su correspondiente logaritmo, $LNCON$. La media del número de

⁴ Chung y Pruitt (1994) comparan los valores de la Q financiera y los valores de la Q de Tobin obtenidos por Lindenberger y Ross (1981). Los resultados muestran que la Q financiera explica al menos el 96,6 % de la Q de Tobin.

⁵ Llama la atención la diferencia que existe entre la media y la mediana de esta variable. Aproximadamente la mitad de las empresas de nuestra muestra presentan consejos con una participación en el capital de sus miembros inferior al 2%. Cifras similares presenta el trabajo de Fernández et al. (1998), donde más del 80 % de las empresas de su muestra tienen consejos con una propiedad inferior al 1 %.

consejeros es de 9,85, próxima a la que encuentran Fernández et al. (1998), 10,75, siendo este tamaño consistente con las recomendaciones del Código Olivencia que cifran la dimensión óptima entre 5 y 15 miembros.

En cuanto a la antigüedad de consejo, ACON, se ha definido como el promedio de días de permanencia de los miembros del consejo de administración dividido por la antigüedad de la sociedad, tomando en nuestro estudio un valor promedio del 18%.⁶

En lo que a la composición del consejo se refiere, hemos utilizado dos variables diferentes. Una primera variable que nos permitirá distinguir entre los consejeros internos, que son aquéllos que compaginan su labor en el consejo con la realización de labores ejecutivas en la empresa, y los externos cuyo único desempeño en la sociedad sería el de ejercer de consejeros. Esta primera variable, LPEX, la calculamos como:

$$LPEX = \log \left[\frac{PEX + \mu}{1 - (PEX + \mu)} \right], \text{ donde PEX es el porcentaje de consejeros externos sobre}$$

el total de miembros del consejo de administración y μ es una constante que toma un valor de 10^{-6} , valor y se introduce para evitar que la variable LPEX no quede definida cuando el consejo está compuesto en su totalidad por miembros internos.

En nuestra muestra, el 77% de los consejeros, por término medio, no ocupan a su vez un puesto directivo. Este valor es similar al obtenido por Agrawal y Knoeber (1996) que cifran dicho porcentaje en el 75% para el mercado estadounidense, mientras que Fernández et al. (1998), para el mercado español, lo cuantifican en un 69%⁷ y, finalmente, Peasnell et al. (2003) obtienen una media del 38% para el año 1991 y del 44% para 1995, en el mercado británico.

Para la definición de la segunda variable nos centramos en los consejeros independientes, definidos como aquellos consejeros externos que no están vinculados con el equipo gestor ni a los núcleos accionariales de control que influyen en éste. Para ello incluimos la variable LPIND calculada a partir de la siguiente expresión:

⁶ El tiempo medio de permanencia de los consejeros en su cargo es 1564 días (algo más de cuatro años), sensiblemente inferior al obtenido por Wiblin y Woo (1999) en el mercado australiano que lo cifraban en 7 años.

⁷ Si bien, estos autores incluyen como consejeros externos aquellos que no ocupan, ni han ocupado en el pasado un puesto directivo.

$$LPIND = \log \left[\frac{PIND + \mu}{1 - (PIND + \mu)} \right], \text{ donde PIND se ha obtenido como el cociente entre el}$$

número de consejeros independientes y el número total de consejeros. El porcentaje independientes, PIND, se sitúa en un 33%, mientras que Peasnell et al. (2003) y Tejerina y Lindo (2001) obtienen una media del 31% y 37% para los mercados británicos y español respectivamente.

Finalmente, se han considerado diversas variables de control: el riesgo sistemático de la empresa, BETA; el riesgo específico, RESP; el endeudamiento, definido como valor contable de la deuda entre valor contable del activo, END; el tamaño de la empresa, medido por el logaritmo de la capitalización bursátil de la misma, LCAP; el logaritmo del valor contable del activo, LACT; el logaritmo de la antigüedad de la empresa, LANT; la diversificación de los negocios de la empresa, medida por el número de negocios distintos teniendo en cuenta los dos primeros dígitos del código SIC, DIV; la rentabilidad económica, REC; y dos variables dummies, la primera de ellas, DPR, toma valor unitario cuando el presidente de la empresa es, a su vez, ejecutivo, y cero en otro caso; la segunda variable dicotómica, REG, indica la pertenencia de la empresa a un sector regulado.⁸

3. EL CONSEJO DE ADMINISTRACIÓN COMO ÓRGANO SUPERVISOR

El consejo de administración es considerado como el último órgano de control interno. A través del mismo, los accionistas pueden incitar a los directivos a que lleven una conducta acorde con sus intereses. Así, el consejo puede nombrar, despedir y establecer la retribución de los consejeros, además de fijar las pautas generales y acciones que deben seguir los directivos en el desempeño de su labor.

La situación del consejo de administración en España es distinta a la observada en países clasificados como de legislación civil, como por ejemplo Estados Unidos y Reino Unido. España se sitúa en un contexto de control bancario, caracterizado por (Berglof, 1990): 1) un elevado nivel de concentración, 2) niveles significativos de acciones en manos de los bancos, 3) elevados cruces de propiedad entre empresas, 4)

⁸ Es decir, aquellas empresas incluidas en los grupos de químicas, eléctricas, petróleo y comunicación.

cambio lento de la propiedad de los grandes bloques de acciones, 5) bajo desarrollo de los mercados de capitales.

Tal y como afirma Cuervo Cazorra (1998), la elevada concentración de la propiedad puede implicar que los grandes accionistas influyan de forma directa en el consejo, bien a través de su incorporación en los mismo, bien a través de una persona interpuesta. Por tanto, estos propietarios con participaciones significativas en el capital de la empresa, tienen capacidad para influir en la toma de decisiones y en el comportamiento de los directivos. Sin embargo, esta influencia no tiene porqué ir encaminada a la maximización del valor de la sociedad ya que pueden obtener beneficios privados a costa de los pequeños accionistas, que carecen de representación en el consejo de administración.

La dispersión que presenta el accionariado de países con legislación civil hace que las empresas se encuentren controladas mayoritariamente por los directivos y, por tanto, el consejo de administración debe presentar aquellas características que le lleve a aunar los intereses de propietarios y gestores. En España, el conflicto se produce entre accionistas mayoritarios y minoritarios, y el consejo de administración debe velar para que no se vean lesionados los intereses de éstos últimos. Aunque la naturaleza de los conflictos sea diferente, las características que confieren calidad al consejo de administración no tienen por que ser distintas en un contexto y en otro. Así, las recomendaciones del Código Olivencia son similares a las propuestas por otros códigos de buen gobierno, como es el caso de los informes Cadbury y Greenbury en el Reino Unido.

Seguidamente, en este apartado se expone la teoría, la evidencia empírica previa y los resultados obtenidos en nuestro estudio, de la influencia que sobre el valor de la empresa ejercen algunas características del consejo de administración; en concreto, la participación accionarial de los consejeros, el tamaño del consejo, su composición y la antigüedad relativa sus miembros.

El comportamiento discrecional de los *insiders* debería disminuir cuanto mayor fuera la repercusión de sus acciones en su propia riqueza personal. Por tanto cabría esperar un mayor valor de la empresa cuanto mayor sea la participación de los *insiders* en el capital de la misma. Sin embargo, existen argumentos que pueden rebatir este planteamiento. Así, un *insider* adverso al riesgo, puede llevar a cabo políticas no maximizadoras del valor de la empresa pero que limiten el riesgo, al tener una gran fracción de su riqueza ligada al devenir de la empresa. Además, la participación en el

capital de la sociedad por parte de los consejeros y directivos, puede conllevar que el resto de los accionistas y los mercados pierdan eficiencia a la hora de ejercer el control sobre los comportamientos oportunistas de los miembros del consejo y de los directivos, ya que pueden utilizar su poder de voto para evitar la actuación de los mencionados mecanismos de control.

Por tanto, la participación accionarial de los *insiders* puede provocar dos comportamientos diferentes, recogidos en dos hipótesis contradictorias (Jensen y Meckling, 1976; Fama y Jensen, 1983). La primera de ellas prevé un aumento del valor de la empresa al incrementarse la participación de los *insiders* (*hipótesis de convergencia*). La segunda afirma que se debería producir una relación negativa entre propiedad de los *insiders* y valor de la empresa (*hipótesis de atrincheramiento*).

La evidencia empírica no es concluyente con respecto de la influencia de esta variable en el valor de la empresa. Así, los resultados de Chaganti y Damanpur (1991) y Mehran (1995) apoyarían la *hipótesis de convergencia*; mientras que otros como el de Weisbach (1988) parecen mostrar un posible efecto *atrincheramiento*, al observar que la probabilidad de dimisión de la dirección disminuye al aumentar la participación de los *insiders* en el capital y su representación en el consejo.

Sin embargo, la mayoría de los trabajos han observado una relación no lineal entre el valor de la empresa y distintas formas de medir la participación de los *insiders*. Así, Morck et al. (1988) encuentran una relación positiva con la participación accionarial directiva para porcentajes de participación de entre el 0% y el 5%, negativa entre el 5% y el 25%, y de nuevo positiva a partir del 25%. Hermalin y Weisbach (1991) observan una relación positiva con la propiedad del consejo de administración cuando ésta se encuentra entre el 0% y el 1%, negativa entre el 1% y el 5%, positiva entre el 5% y el 20%, y negativa del 20% en adelante. Esta relación no monótona también es detectada por Jarrell y Poulsen (1988), Stulz (1988), McConnell y Servaes (1990), Mudambi y Nicosia (1998), Fernández et al. (1998), Ersoy-Bozcuk y Lasfer (2000), Grullon y Kanatas (2001) y Hillier y McColgan (2001), entre otros. Estos resultados ponen de manifiesto el predominio de una u otra hipótesis para distintos rangos de participación.

A partir de los planteamientos teóricos y de la evidencia empírica previa, proponemos cuatro diferentes modelos a la hora de captar la relación entre propiedad de los consejeros y valor de la empresa. En el primero se pretende contrastar, de acuerdo con el trabajo de Demsetz y Villalonga (2002), la existencia de una influencia

logarítmica de la propiedad de los consejeros en la Q de Tobin, tal y como muestra la siguiente igualdad:

$$Q = \beta_0 + \beta_1 LPCON_i + \sum_{i=2}^n \beta_i VCT_i + \varepsilon_i,$$

donde el término VCT hace referencia a las variables de control incluidas, como son: el ratio de endeudamiento, END; la dummy relativa a la pertenencia de la empresa a un sector regulado, REG; y el tamaño de la empresa, medido a través del logaritmo de la capitalización bursátil, LCAP.

En el segundo, se analiza una relación lineal, que vendría dada por la expresión:

$$Q = \beta_0 + \beta_1 PCON_i + \sum_{i=2}^n \beta_i VCT_i + \varepsilon_i$$

Por último, se plantea la posible existencia de una relación cuadrática entre las dos variables objeto de estudio:

$$Q = \beta_0 + \beta_1 PCON_i + \beta_3 PCON2_i + \sum_{i=3}^n \beta_i VCT_i + \varepsilon_i$$

Los resultados de las regresiones por mínimos cuadrados ordinarios, en adelante MCO, de las expresiones anteriores se muestran en los modelos 1, 2 y 3 del cuadro 2. Así, el modelo 1 de dicho cuadro muestra una relación positiva y significativa entre la transformación logarítmica de la propiedad accionarial de los miembros del consejo de administración y la Q financiera, lo que implica que la propiedad de los internos sirve como elemento reductor de los conflictos de agencia y confirma, por tanto, la *hipótesis de convergencia de intereses*. La evidencia es coincidente con la aportación de Demsetz y Villalonga (2001), para el mercado norteamericano. En cuanto a las variables de control, sólo el logaritmo de la capitalización bursátil, LCAP, aporta una relación significativa y con el signo esperado. El ratio de endeudamiento, END, presenta un signo coincidente con el aportado por Demsetz y Villalonga (2001) aunque en nuestro estudio carece de significatividad. Fernández et al (1998), no obstante, obtienen un signo positivo y significativo para esta variable en el mercado español. Finalmente, el hecho de que la empresa pertenezca a un sector regulado parece no tener efecto en la Q financiera.

Cuadro 2.
Regresión MCO de la Q de Tobin, como variable dependiente y las características del consejo

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9	Modelo 10
Constante	-6,150 (-3,826***)	-5,369 (-3,299**)	-6,294 (-3,915***)	-4,795 (-3,367***)	-4,939 (-3,163***)	-8,304 (-2,588**)	-7,869 (-2,799**)	-10,125 (-4,896)	-12,128 (-5,246***)	-9,716 (-4,359***)
LPCON	0,314 (3,619***)							0,499 (4,894***)		0,480 (4,412***)
PCON		1,358 (2,067**)	5,452 (3,422***)						8,832 (3,217***)	
PCON2			-6,122 (-2,802***)						-9,698 (-1,966**)	
LNCON				-3,308 (-4,966***)				-4,341 (-5,369***)	-4,005 (-4,817***)	-3,846 (-4,656***)
ACON					1,339 (1,956*)			-0,367 (-0,406)	-0,416 (-0,444)	0,291 (0,320)
LPEX						0,507 (0,852)		0,845 (2,159**)	1,128 (2,737***)	
LPIND							0,006 (0,691)			0,007 (0,120)
END	-0,243 (-0,397)	-0,004 (-0,007)	-0,255 (-0,414)	-0,412 (-0,719)	0,527 (-0,834)	-0,151 (-0,129)	-0,338 (-0,293)	-2,320 (-2,884***)	-2,184 (-2,558**)	-2,380 (-2,786***)
REG	-0,560 (-1,281)	-0,592 (-1,297)	-0,523 (-1,183)	-0,311 (-0,748)	-0,700 (-1,571)	-1,687 (-2,573**)	-1,635 (-2,462**)	-0,973 (-2,317**)	-0,912 (-2,103**)	-1,057 (-2,374***)
LCAP	1,028 (5,234***)	0,835 (4,343***)	0,933 (4,933***)	1,174 (6,313***)	0,754 (4,065***)	1,169 (3,034***)	1,173 (3,031***)	2,067 (7,219***)	2,041 (6,940***)	2,012 (6,525***)
R ²	0,255	0,183	0,244	0,319	0,183	0,235	0,230	0,741	0,733	0,709
R ² Ajustado	0,225	0,150	0,205	0,292	0,150	0,162	0,157	0,693	0,675	0,655
F	8,320***	5,486***	6,266***	11,724***	5,586***	3,220***	6,226**	15,502***	12,677***	13,223***

*, **, *** Significativo al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

El modelo 2 confirma los resultados obtenidos en el modelo 1, es decir, una relación lineal entre propiedad de los consejeros y el valor de la empresa, mostrando la eficacia de la propiedad del consejo como mecanismo eficaz para el control de la discrecionalidad directiva. Sin embargo, este último resultado debe ser interpretado con cautela al no presentar la variable relativa a la propiedad de los consejeros, PCON, relaciones significativas en la matriz de correlaciones (véase anexo 2). Las variables de control mantienen su signo y significatividad.

En el modelo 3 se observa una relación no lineal entre el porcentaje de acciones propiedad de los consejeros y el valor de la empresa. Así, se obtiene un coeficiente positivo y significativo de la variable lineal, PCON, mientras que término cuadrático, PCON2, presenta un signo negativo, y también significativo. Estos resultados son similares a los obtenidos por Ersoy-Bozcuk y Lasfer (2000) y López y Rodríguez (2001) en los mercados británico y español respectivamente.⁹

La relación cuadrática encontrada indica que para bajos niveles de posesión, existe una relación positiva entre dicha propiedad y el valor de la empresa, siendo consistente con la *hipótesis de convergencia*; mientras que altos porcentajes de propiedad de los consejeros provocan un efecto de *atrincheramiento*, ya que éstos alcanzan un poder suficientemente alto como para eludir los mecanismos de control.¹⁰ Sin embargo, debemos ser cautos con este resultado ya que, como apuntamos anteriormente, la mitad de las empresas de nuestra muestra presentan una propiedad de los consejeros inferior al 2%.

Finalmente, se contrasta la posibilidad de una relación cúbica, entre propiedad de los consejeros y valor de la empresa, de forma análoga a la aportación realizada por Mudambi y Nicosia (1998), no hallando evidencia de dicha relación, siendo este

⁹ Fernández et al. (1998) obtienen, igualmente, una relación no lineal para el mercado español aunque el signo de la variable lineal y cuadrática resulta negativo y positivo, respectivamente.

¹⁰ Con la intención de darle robustez al estudio, y en función de los puntos de ruptura establecidos por Morck et al. (1988), se han incluido tres variables alternativas a la hora de captar la relación no lineal entre el porcentaje de acciones poseídas por los consejeros y el valor de la empresa. Así, definimos GAMMA1 como una variable que tomará el valor de la participación accionarial de los consejeros si ésta es inferior 0,05, y éste último valor en otro caso. De igual forma, GAMMA2 tomará un valor nulo si la participación de los consejeros es inferior a 0,05, mientras que si ésta es inferior a 0,25 pero mayor o igual que 0,05 su valor vendrá definido por la resta entre dicho porcentaje de propiedad y 0,05. En el caso de que fuese mayor o igual que 0,25 tomaría un valor de 0,25. Finalmente GAMMA3 tendría el valor de la participación menos 0,3 si esta fuese mayor o igual que 0,25 y cero en otro caso. Los resultados no han sido incluidos en el presente estudio, sin embargo parecen confirmar la relación cuadrática obtenida.

resultado coincidente con el trabajo López y Rodríguez (2001) para el mercado español.¹¹

Otro aspecto relevante del consejo es su tamaño. Al aumentar el número de consejeros podría incrementarse el control ejercido sobre la dirección ya que la diversidad de opiniones y críticas sobre la labor directiva se supone mayor. No obstante, un consejo demasiado numeroso podría dificultar la comunicación, la coordinación, el procesamiento de información y, en definitiva, todo el proceso de toma de decisiones, además de provocar el problema del *consejero polizón*, el cual se inhibiría de sus funciones de control teniendo una actuación más simbólica que activa (Hermalin y Weisbach, 2001). Aunque la mayor parte de la evidencia empírica pone de manifiesto una relación negativa entre el tamaño del consejo y el valor de la empresa como Kini et al. (1995), en el mercado norteamericano, Wiblin y Woo (1999), en Australia, y De Andrés et al (2000) para una muestra de empresas de 10 países de Europa Occidental y América de Norte, otros estudios encuentran una tendencia no monótona, al observar que incrementos en el tamaño del consejo aumentan el valor de la empresa, pero, a partir de un cierto tamaño este efecto desaparece (Yermack (1996), en el mercado norteamericano), o se vuelve negativo (Fernández et al. (1998), en el mercado español).

Para contrastar la influencia del tamaño del consejo en la Q financiera partimos de la siguiente expresión:

$$Q = \beta_0 + \beta_1 LNCON_i + \sum_{i=2}^n \beta_i VCT_i + \varepsilon_i$$

Los resultados obtenidos muestran que la relación entre el logaritmo del tamaño del consejo (LNCON) y el valor de la empresa es de signo negativo y estadísticamente significativo al 1% (véase modelo 4). Este resultado está en la línea de la evidencia aportada por Kini et al. (1995), Wiblin y Woo (1999) y por De Andrés et al (2000), entre otros, indicando que en consejos con elevado número de miembros, los beneficios relativos a la mayor diversidad de opiniones y facilidad del procesamiento de información se ve más que compensado por los costes relativos a la menor operatividad y flexibilidad a la hora de la toma de decisiones, y la mayor posibilidad de manipulación por parte de los gestores. La función logarítmica implica que según va

¹¹ Los resultados no se muestran en el cuadro 2 por motivos de síntesis.

aumentando el número de consejeros, el impacto negativo en el valor de la empresa es cada vez más reducido.

Siguiendo con las características del consejo de administración, la antigüedad de los consejeros en el cargo, puede ser considerada como *proxy* de la calidad de un consejo. Así, debería observarse una relación positiva entre esta variable y el valor de la empresa, ya que, como afirman Hermalin y Weisbach (1991), una mayor permanencia de los consejeros en su cargo debería estar asociada a un adecuado desempeño de su labor supervisora y, por tanto, a una mayor capacidad para maximizar el valor de la empresa. No obstante, algunos autores como Vancil (1987) indican que una gran antigüedad puede ser consecuencia de un efecto *atrincheramiento* derivado de la imposibilidad de cesar a los miembros del consejo ineficientes por el poder que éstos pueden ostentar en la compañía (a través de la posesión de participaciones significativas de capital o por su estatus de fundador, por ejemplo) y, por tanto, tendría consecuencias negativas en el valor de la empresa. En cuanto a la evidencia empírica, Hermalin y Weisbach (1991), encuentran una relación positiva entre el periodo de permanencia de los miembros del consejo y el valor de la sociedad, mientras que Wiblin y Woo (1999) observan una relación negativa. Por otra parte, Gispert (1998) obtiene, para el mercado español, una relación negativa entre la el cese de consejeros y el valor de la empresa, lo que indicaría que la permanencia en el cargo de los miembros del consejo de administración está relacionado con un comportamiento eficiente en el desempeño de su cargo.

Nuestro estudio difiere del de Gispert (1998), ya que no pretendemos contrastar si una baja rentabilidad conlleva un mayor grado de cese de los consejeros sino que, en consonancia con los trabajos de Hermalin y Weisbach (1991) y Wiblin y Woo (1999) nos planteamos si la mayor permanencia se encuentra relacionada con un mayor valor de la empresa. Para ello partimos del siguiente modelo:

$$Q = \beta_0 + \beta_1 ACON_i + \sum_{i=2}^n \beta_i VCT_i + \varepsilon_i$$

Los resultados ponen de manifiesto relación positiva entre la antigüedad relativa de los consejeros y la Q de Tobin (véase modelo 5). Este resultado está en consonancia con la evidencia aportada por Hermalin y Weisbach (1991), según la cual, la mayor permanencia de los miembros del consejo en su cargo es sinónimo de mayor habilidad

de éstos para maximizar el valor de la empresa y no de un *atrincheramiento* provocado por su poder para evitar su cese en caso de un comportamiento ineficiente.

Finalmente, la composición del consejo es otra variable relevante a la hora de medir su eficiencia como órgano supervisor. Los distintos códigos de buen gobierno recomiendan la existencia de una mayoría de miembros externos en el consejo y un equilibrio entre independientes y dominicales. Es lógico pensar que los consejeros externos, y especialmente los independientes, tienen una mayor autonomía a la hora de juzgar el rendimiento de los directivos; aunque por el contrario disponen de un menor conocimiento de la empresa. Así, Renneboog (2000) justifica la mayor eficiencia del control ejercido por los consejeros externos por el hecho de que la mayoría son nombrados en representación de los intereses de un determinado grupo de grandes accionistas.

Sin embargo, la presencia de consejeros externos también tiene sus limitaciones, entre las que podemos citar: (a) La cantidad y calidad de la información disponible. Ésta es, en su mayor parte, suministrada por los directivos y, por tanto, puede estar sesgada al existir una asimetría de información entre ambas partes. Además, puede que los consejeros no tengan la formación suficiente para interpretarla. (b) Motivación de los consejeros externos. Vendría dada por el prestigio individual, los sistemas de compensación y las responsabilidades legales por no ejercer de forma adecuada su función. Como señalan Fernández et al. (1998) existe evidencia empírica que demuestra que aquellos consejeros que han alcanzado prestigio tienen un mayor número de puestos en otros consejos. (c) Forma de elección. En numerosas ocasiones los consejeros han sido propuestos por la dirección, lo que lógicamente redundará en un menor control de la misma. (d) Tiempo disponible. Dado que su labor supervisora entraña cierta complejidad, la restricción de tiempo es una variable a considerar, sobre todo en los consejeros externos.

La evidencia empírica no es unánime. Así, Agrawal y Knoeber (1996) obtienen una relación negativa y significativa entre el porcentaje de consejeros externos y el valor de la empresa, medido a través de la Q de Tobin, McAvoy et al. (1983), Hermalin y Wesisbach (1991) y Wiblin y Woo (1999) encuentran una relación no significativa entre ambas variables, y Baysinger y Butler (1985), Barnhart et al. (1994), Yermak (1996) y Fernández et al. (1998) aportan evidencia de una relación positiva y significativa.

Para contrastar la influencia de la composición del consejo en el valor de la empresa, contrastamos dos modelos diferentes. En el primero de ellos la variable independiente es el porcentaje de consejeros externos, que viene dado por la expresión:

$$Q = \beta_0 + \beta_1 LPEX_i + \sum_{i=2}^n \beta_i VCT_i + \varepsilon_i$$

mientras que en el segundo modelo la variable explicativa es el porcentaje de consejeros independientes, tal como muestra la siguiente ecuación:

$$Q = \beta_0 + \beta_1 LPIND_i + \sum_{i=2}^n \beta_i VCT_i + \varepsilon_i$$

Los resultados obtenidos muestran que ni el porcentaje de consejeros que no ocupan un cargo ejecutivo en la empresa, por un lado (modelo 6), ni el porcentaje de consejeros independientes (modelo 7), por otro, se encuentran significativamente relacionados con el valor de la sociedad. Por tanto, podemos concluir que la mayor presencia de consejeros externos e independientes en el consejo no parece servir para incrementar la eficiencia del mismo. Dichos resultados son coincidentes con las aportaciones realizadas por McAvoy et al. (1983), Hermalin y Wesisbach (1991), Gispert (1998) y Wiblin y Woo (1999), entre otros. Al contrario que ocurre en las regresiones anteriores, la variable dummy indicativa de la pertenencia de la empresa a un sector regulado, REG, presenta un signo significativo al 5% y negativo, lo que mostraría que aquellas sociedades reguladas presentan un valor inferior. El resto de las variables de control presentan las significatividad y los signos comentados para el modelo 1.

Finalmente, en los modelos 8, 9 y 10 del cuadro 2, incluimos simultáneamente diversas variables relativas a las distintas características del consejo, tal y como muestra la siguiente expresión:

$$Q = \beta_0 + \beta_1 PROPIEDAD + \beta_2 LNCON + \beta_3 ACON + \beta_4 COMPOSICIÓN + \sum_{i=5}^n \beta_i VCT_i + \varepsilon_i$$

donde los términos PROPIEDAD y COMPOSICIÓN hacen referencia a las distintas variables relativas a la participación accionarial de los consejeros y a la composición del consejo, respectivamente.

Como muestran los modelos 8, 9 y 10, las relaciones observadas en los modelos 1 al 7 se mantienen en el mismo sentido al incluir variables relativas a distintas características del consejo en una única regresión, salvo el caso de la antigüedad relativa, ACON, que pierde la significatividad al interaccionar con el resto de variables, contrariamente a lo que ocurre con la variable representativa del porcentaje de consejeros externos, LPEX, que presenta un signo positivo y significativo al 5%. Éste último resultado es coincidente con la aportación de Fernández et al. (1998) para el mercado español.

Cabe mencionar el hecho de que todas las variables de control presentan resultados significativos en la últimas tres regresiones. Así, el ratio de endeudamiento, END, se relaciona negativamente con el valor de la empresa, resultado contrario al aportado por Fernández et al. (1998) para el mercado español y coincidente con la evidencia mostrada por Demsetz y Villalonga (2001) para el norteamericano. Dicha relación indicaría que la deuda no es un mecanismo eficaz a la hora de reducir los conflictos de agencia en el seno de la empresa. El resto de las variables de control presentan el mismo signo y significatividad que en los modelos 6 y 7.

Finalmente, señalar que la capacidad explicativa, medida con el R^2 ajustado, de los modelos 1 al 7, donde se presentan distintas variables del consejo de manera individual, se sitúa entre el 18% y el 32%; valores similares a los obtenidos por otros trabajos relativos a la estructura de propiedad, como por ejemplo, Prowse (1992), en torno al 24%, Agrawal y Knoeber (1998), que alcanzan el 35%, o Wiblin y Woo (1999) que cifran dicho porcentaje en un 33%. No obstante, cuando se consideran conjuntamente todas las variables relativas al consejo, modelos 8 al 10, la capacidad explicativa aumenta en gran medida hasta situarse en valores cercanos al 70%.

4. PARTICIPACIÓN ACCIONARIAL DE LOS CONSEJEROS Y COMPOSICIÓN DEL CONSEJO COMO MECANISMOS SUSTITUTIVOS DE CONTROL.

Una cuestión importante a la hora de analizar la eficiencia de los mecanismos de control de la acción directiva sería la interrelación que se produce entre ellos. Así, han sido varios los trabajos que han estudiado un posible efecto sustitución entre el porcentaje de acciones de los *insiders* y la composición del consejo. Es posible que una empresa con alta concentración accionarial de los *insiders* necesite menos porcentaje de

externos en su consejo para que éste se comporte eficientemente. En ese caso, cabría esperar una relación negativa entre ambas variables. En esta línea, Weisbach (1988), Zajac y Westphal (1994), Denis y Sarin (1999) y Peasnell et al. (2003) obtienen evidencia de dicha relación, mientras que Agrawal y Knoeber (1996) no encuentran significatividad en la relación de las mencionadas variables.

No obstante, como vimos anteriormente, son muchas las aportaciones empíricas que han mostrado una relación no lineal entre el porcentaje de acciones poseídas por los *insiders* y el valor de la empresa, con los consiguientes efectos *convergencia* y *atrincheramiento*. Partiendo de esta circunstancia, es lógico pensar que cuando el efecto dominante es el de *convergencia* la presencia de consejeros externos o independientes resulte menos necesaria a la hora de realizar un control efectivo de la labor directiva y, por tanto, cabe esperar una relación negativa entre ambas variables. Sin embargo, cuando domina el efecto *atrincheramiento*, la concentración accionarial no serviría para aunar los intereses de propietarios e *insiders* y, en esta situación, la presencia de consejeros externos o independientes se tornaría necesaria para reducir los conflictos de agencia. Por tanto, cabría esperar una relación positiva entre el porcentaje de acciones en manos de los *insiders* y el porcentaje de consejeros externos o independientes. Así, la relación entre las dos variables analizadas podría ser no lineal en función del predominio de uno u otro efecto, *convergencia* o *atrincheramiento*, sobre el valor de la empresa. En este sentido, Peasnell et al. (2003) aportan evidencia de dicha relación no lineal.

Para contrastar la relación entre la composición del consejo y el porcentaje de acciones poseídas por los consejeros, y de acuerdo con Peasnell et al. (2003), utilizamos como variable dependiente la transformación del porcentaje de consejeros externos, LPEX. Alternativamente, como variable dependiente utilizamos la transformación del porcentaje de consejeros independientes, LPIND.

Seguidamente, definimos tres modelos alternativos a la hora de captar la posible relación entre las variables objeto del análisis. En el primero de ellos se pretende contrastar una relación lineal dada por la expresión:

$$LPEX(LPIND) = \beta_0 + \beta_1 PCON + \sum_{i=2}^n \beta_i VCT_i + \varepsilon_i$$

En el segundo modelo se analiza si la propiedad de los consejeros es un determinante no lineal de la composición del consejo, para ello se plantea la siguiente regresión:

$$LPEX(LPIND) = \beta_0 + \beta_1 PCON + \beta_2 PCON^2 + \sum_{i=3}^n \beta_i VCT_i + \varepsilon_i$$

Por último, se contrasta otro tipo de relación no lineal, en este caso logarítmica, donde la variable independiente es el logaritmo del porcentaje de acciones que poseen los consejeros, LNPCON. El modelo quedaría definido de la siguiente forma:

$$LPEX(LPIND) = \beta_0 + \beta_1 LNPCON + \sum_{i=2}^n \beta_i VCT_i + \varepsilon_i$$

Como variables de control se han considerado: el número de consejeros, NCON; la diversificación de los negocios de la empresa, DIV; la dummy indicativa de la confluencia en una misma persona los cargos de presidente y ejecutivo, DPR; la rentabilidad económica, REC; el ratio de endeudamiento, END y el logaritmo del activo total de la empresa, LACT.

Los resultados relativos a los tres modelos planteados se presentan en los cuadros 3 y 4. En el primero de ellos figuran las regresiones por Mínimos Cuadrados Ordinarios, mientras que en el segundo se muestran los contrastes por Mínimos Cuadrados en Dos Etapas, en adelante MC2E.

Así, en el cuadro 3, encontramos evidencia de una relación lineal negativa y significativa entre la transformación de participación accionarial de los consejeros, LPCON, y la transformación del porcentaje de consejeros externos (véase modelo 1). Este resultado se confirma si incluimos como variable independiente el porcentaje de acciones que poseen los miembros del consejo de administración, PCON (modelo 2). Por tanto, podemos afirmar que, para nuestra muestra, existe una relación lineal de sustitución entre ambos mecanismos de reducción de los conflictos de agencia. Es decir, aquellos consejos con mayor porcentaje de propiedad en manos de sus miembros precisan una menor cantidad de consejeros externos para aunar sus intereses con los de los accionistas externos. Este resultado coincide con la aportación de Denis y Sarin (1999) para el mercado norteamericano y de Peasnell et al. (2003) para el británico, entre otros.

Cuadro 3.
Regresión MCO de la composición del consejo como variable dependiente

	Variable dependiente: LPEX				Variable dependiente: LPIND			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Constante	1,270 (1,470)	1,282 (1,551)	1,433 (1,645)	1,228 (1,421)	-3,834 (-0,516)	-0,645 (-0,088)	-1,135 (-0,147)	-3,957 (-0,535)
LPCON	-0,07 (-2,095**)				0,264 (0,879)			
PCON		-0,671 (-2,420**)	-1,128 (-1,383)			0,113 (0,046)	1,597 (0,221)	
PCON2			0,867 (0,597)				-2,815 (-0,218)	
LNPCON				-0,032 (-2,018*)				0,127 (0,924)
NCON	0,039 (2,927***)	0,034 (2,763***)	0,034 (2,749***)	0,038 (2,897***)	-0,02 (-0,212)	0,009 (0,082)	0,008 (0,077)	-0,026 (-0,231)
APAL	-0,000 (-0,001)	0,077 (0,294)	0,058 (0,218)	-0,018 (-0,071)	-0,157 (-0,070)	0,630 (0,269)	0,692 (0,289)	-0,157 (-0,071)
DIV	0,063 (0,875)	0,099 (1,367)	0,095 (1,286)	0,060 (0,834)	0,031 (0,050)	0,028 (0,044)	0,043 (0,066)	0,041 (0,067)
REC	0,384 (0,459)	0,265 (0,324)	0,359 (0,428)	0,387 (0,461)	-6,527 (-0,907)	-5,900 (-0,816)	-6,205 (-0,832)	-6,594 (-0,917)
DPR	-0,015 (-,180)	-0,039 (-0,464)	-0,045 (-0,518)	-0,013 (-0,158)	0,718 (0,966)	0,691 (0,909)	0,708 (0,915)	0,714 (0,961)
LACT	-0,152 (-1,267)	-0,128 (-1,182)	-0,142 (-1,273)	-0,147 (-1,220)	0,382 (0,370)	-0,133 (-0,140)	-0,086 (-0,088)	0,407 (0,395)
R ²	0,328	0,350	0,356	0,323	0,059	0,040	0,041	0,061
R ² Ajustado	0,204	0,230	0,217	0,198	-0,115	-0,137	-0,167	-0,112
F	2,645**	2,924**	2,560**	2,585**	0,339	0,224	0,197	0,351

*, **, *** Significativo al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

En cuanto a las variables de control, destaca el signo positivo y significativo del tamaño del consejo, lo que indica que aquellos consejos más grandes presentan un mayor número de consejeros externos, como cabría pensar en un principio. El resto de variables de control no presentan relaciones significativas. En el estudio de Peasnell et al. (2003), solo la dummy relativa a la coincidencia entre presidente y gestor, DPR, y el tamaño de la empresa, presentan un signo negativo significativo, mientras que en nuestro estudio el signo es coincidente pero no la significatividad. Al igual que en el trabajo de Peasnell et al. (2003), la variable relativa al ratio de endeudamiento, END, la rentabilidad económica, REC, y el grado de diversificación, DIV, carecen de relaciones significativas.

En el modelo 3, intentamos captar una relación no lineal (en este caso cuadrática), entre las dos variables objeto de estudio. Como podemos observar, no obtenemos relaciones significativas al contrario de lo que ocurre en el trabajo de Peasnell et al. (2003). Por tanto, los posibles efectos *convergencia* y *atrincheramiento* parecen no discriminar a la hora de elegir el número óptimo de consejeros externos.

Sin embargo, en el modelo 4, si que obtenemos evidencia de una relación no lineal, concretamente logarítmica, entre propiedad y composición. Los resultados confirman una relación de sustitución, al igual que en los modelos 1 y 2, con una aportación adicional: la tasa de sustitución entre propiedad de los consejeros y porcentaje de consejeros externos es mas baja cuanto mayor es la propiedad de los miembros del consejo de administración. Esta evidencia es coincidente con la aportada por Peasnell et al. (2003), para el mercado británico.

En los modelos 5, 6, 7 y 8 del cuadro 3 se ha efectuado un análisis similar, considerando como variable dependiente la transformación del porcentaje de consejeros independientes, LPIND. Al contrario de lo que ocurre en el trabajo de Peasnell et al. (2003), no hallamos evidencia de relación de sustitución alguna entre dicha variable y las relativas a la propiedad de los consejeros.¹² Por tanto, cabe pensar que la propiedad de los consejeros disminuye el número de externos en el consejo de administración pero no influye a la hora de decidir en cuanto al porcentaje de consejeros independientes o

¹² Cabe mencionar que la definición de consejeros independientes que utilizan Peasnell et al. (2003) es sensiblemente diferente, ya que clasifican como independientes aquellos consejeros externos cuya permanencia en el consejo no supera los 10 años, que no presentan vínculo alguno con la dirección y que no han sido ejecutivos, ni consultores, ni abogados de la empresa.

dominicales que debe tener la empresa.¹³ En lo que a las variables de control se refiere, el tamaño del consejo pierde la significatividad, lo indica que no existe una relación entre tamaño del consejo y porcentaje de consejeros independientes. El resto de variables presentan la ausencia de relación observada en los modelos 1, 2, 3 y 4.

En el cuadro 4 se examinan las mismas variables que en el cuadro 3, utilizando en esta ocasión la metodología de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas, ya que, como afirman Himmelberg et al. (1999), la propiedad de los consejeros puede estar endógenamente determinada. Esto incrementa la posibilidad de que los resultados obtenidos en la regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios presenten un sesgo de especificación. Al igual que sucede en el estudio de Peasnell et al. (2003), las conclusiones son similares a las alcanzadas en el cuadro 3. Es decir, se muestra evidencia de una relación negativa y significativa entre la propiedad de los consejeros y el porcentaje de externos en el consejo, relación que va disminuyendo su tasa de sustitución según va siendo mayor la propiedad de los consejeros. En cuanto al porcentaje de consejeros independientes, seguimos sin hallar relación alguna con las variables relativas a la propiedad de los miembros del consejo de administración.

Finalmente, en lo que a las variables de control se refiere, el tamaño del consejo conserva el signo positivo y significativo en las regresiones cuya variable dependiente es la transformación del porcentaje de consejeros externos. Sin embargo, el tamaño de la empresa, LACT, presenta relaciones negativas y significativas en los modelos 2 y 3 del mencionado cuadro 4, lo que implica que aquellas empresas más grandes presentan un menor porcentaje de externos en su consejo.

¹³ Adicionalmente, se ha definido el porcentaje de consejeros independientes como conciente entre el número de consejeros independientes y el número de consejeros externos sin que los resultados cambien sensiblemente.

Cuadro 4.
Regresión MC2E de la composición del consejo como variable dependiente

	Variable dependiente: LPEX				Variable dependiente: LPIND			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Constante	2,279 (1,706*)	2,410 (2,185**)	3,785 (2,478**)	2,188 (1,621)	2,523 (-0,235)	1,379 (0,152)	8,023 (0,552)	-3,045 (-0,281)
LPCON	-0,160 (-1,862*)				0,133 (0,192)			
PCON		-1,722 (-2,802***)	-14,453 (-1,481)			-1,865 (-0,370)	-40,811 (-0,439)	
PCON2			26,789 (1,308)				77,615 (0,398)	
LNPCON				-0,070 (-1,746*)				0,080 (0,249)
NCON	0,047 (2,735***)	0,032 (2,338**)	0,029 (2,421**)	0,047 (2,675**)	-0,017 (-0,123)	0,003 (0,027)	-0,000 (-0,001)	-0,023 (-0,162)
APAL	0,207 (0,561)	0,321 (0,946)	0,028 (0,116)	0,179 (0,485)	0,009 (0,003)	1,019 (0,365)	1,063 (0,455)	-0,104 (-0,035)
DIV	0,055 (0,701)	0,127 (1,545)	0,122 (1,745*)	0,051 (0,652)	0,001 (0,003)	0,071 (0,106)	0,144 (0,217)	0,007 (0,011)
REC	0,621 (0,669)	0,450 (0,500)	-0,408 (-0,516)	0,617 (0,663)	-6,113 (-0,818)	-5,525 (-0,749)	-7,208 (-0,957)	-6,237 (-0,834)
DPR	-0,031 (0,333)	-0,110 (-1,104)	0,000 (0,008)	-0,026 (-0,277)	0,683 (0,896)	0,553 (0,674)	0,692 (0,901)	0,684 (0,902)
LACT	-0,310 (-1,550)	-0,255 (-1,804*)	-0,361 (-2,221**)	-0,299 (-1,466)	0,184 (0,115)	-0,353 (-0,305)	-0,999 (-0,645)	0,272 (0,166)
R ²	0,292	0,349	0,453	0,287	0,038	0,040	0,059	0,039
R ² Ajustado	0,158	0,226	0,331	0,152	-0,143	-0,141	-0,151	-0,142
F	2,186*	2,844**	3,723***	2,130*	0,3211	0,221	0,280	0,215

*, **, *** Significativo al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

5. ENDOGENEIDAD DE LA PROPIEDAD DE LOS CONSEJEROS Y DEL TAMAÑO DEL CONSEJO

Como se ha puesto de manifiesto anteriormente, diversas variables de las que se suelen emplear como explicativas del valor de la empresa, pueden estar endógeneamente determinadas; motivo por el cual han aparecido una serie de trabajos preocupados por la dirección que tienen estas variables con respecto del valor de la empresa. En este epígrafe se estudian dos de ellas: la propiedad accionarial de los consejeros y el tamaño del consejo.

Comenzando con la primera, es lógico pensar que las expectativas sobre la rentabilidad de la compañía puedan influir en la posesión accionarial de los *insiders*. De este modo, aquellas empresas con expectativas más favorables contarían con un mayor nivel de participación en el capital de los consejeros y directivos. Además, tal como ponen de manifiesto Bryan et al. (2002), aquellas empresas con mayor crecimiento retribuyen en mayor medida a sus *insiders* con acciones. Todo ello nos lleva a pensar que podría existir una relación de dos direcciones entre ambas variables, de modo que la participación del agente podría afectar al valor de la empresa, y a la inversa.

Desde que Demsetz y Lehn (1985) hallaron evidencia de la endogeneidad de la estructura de propiedad, algunas investigaciones se han centrado en el análisis de la dirección de la relación entre el valor de la empresa y la concentración accionarial, y más concretamente, de la asociación entre el valor de la empresa y la participación de los *insiders* en el capital. La evidencia previa no es concluyente. Así, Loderer y Martin (1997) observan que el valor de la empresa se encuentra negativamente relacionado con la propiedad de los *insiders*, pero que esta variable no afecta al valor de la empresa. Por otro lado, Cho (1998) obtiene la misma conclusión con respecto a la relación entre la concentración accionarial de los consejeros y la Q de Tobin; sin embargo, muestran que ésta afecta positivamente al valor. Demsetz y Villalonga (2001) obtienen una relación negativa entre el valor de la empresa y la participación en el capital de los *insiders*, mientras que la relación resulta no significativa en el sentido contrario. Finalmente, López y Rodríguez (2001) encuentran una relación de doble sentido entre el valor de la empresa y la propiedad de los consejeros.

Para contrastar el sentido en la dirección de las dos variables objeto de estudio definimos dos modelos. En el primero de ellos, la variable dependiente es el valor de la

empresa, medido a través de la Q financiera, mientras que la variable explicativa es la transformación del porcentaje de acciones que poseen los consejeros, de forma análoga al trabajo de Demsetz y Villalonga (2001). La ecuación queda de la siguiente forma:

$$Q = \beta_0 + \beta_1 LPCON + \sum_{i=2}^n \beta_i VCT_i + \varepsilon_i$$

En el segundo modelo, la propiedad de los consejeros es función del valor de la empresa y de otras variables de control¹⁴, tal y como muestra la siguiente expresión:

$$LPCON = \alpha_0 + \alpha_1 Q + \sum_{i=2}^n \alpha_i VCT_i + \varepsilon$$

Los resultados se muestran en los cuadros 5 y 6. Así, en el cuadro 5 observamos, a través de la estimación por MCO, una relación positiva entre la Q financiera y el porcentaje de acciones poseídas por los consejeros (LPCON), lo que, teniendo en cuenta la evidencia aportada en el cuadro 2, nos permite sospechar la existencia de una relación recíproca entre el valor de la empresa y la propiedad de los miembros del consejo de administración. Es decir, no sólo la propiedad de los consejeros influye en la aproximación a la Q de Tobin sino que, además, aquellas empresas que presentan un mayor valor, o bien retribuyen a los consejeros con una mayor número de opciones sobre acciones, o bien, los propios consejeros, aprovechando una mayor información sobre el devenir de la empresa, adquieren paquetes significativos de acciones.

La relación entre la propiedad de los consejeros y el activo de la empresa resulta significativa y con el signo esperado ya que, en aquellas empresas más grandes, existe una mayor dificultad por parte de los consejeros para adquirir un porcentaje de acciones significativo. En cuanto al riesgo sistemático (BETA) presenta una relación negativa y significativa. Por tanto, el mayor riesgo de mercado de la empresa desincentiva a los consejeros a tomar una participación significativa en la misma, lógico si tenemos en cuenta el riesgo que le supone para su riqueza personal una alta variabilidad de los títulos de propiedad. Sin embargo, el riesgo específico (RESP) tiene signo positivo lo que nos llevaría a pensar que aquellas empresas con alto riesgo específico se prestan en mayor medida a la discrecionalidad del agente y, por tanto, precisan un mayor

¹⁴ En concreto, el riesgo sistemático, el riesgo específico y el tamaño de la empresa, medido por el logaritmo de su activo, variables consideradas por otros trabajos relativos a la estructura de propiedad, como por ejemplo el de Crespi (1998).

porcentaje de propiedad de éste para alinear sus intereses con los de los accionistas externos. Demsetz y Villalonga (2001) obtienen, de igual forma, un signo positivo y significativo de BETA, mientras que el del riesgo específico, RESP, resulta igualmente negativo pero no significativo.

Cuadro 5.
Regresión MCO de la participación en la propiedad de los consejeros (LPCON) como variable dependiente

Panel A: Regresión MCO de LPCON como variable dependiente				
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	-2,303 (-9,092***)	-1,415 (-2,760***)	-2,767 (-4,422***)	4,171 (2,005**)
Q	,218 (2,033**)	0,226 (1,809*)	0,271 (2,282**)	0,238 (2,113**)
BETA		-1,398 (-2,235**)	-1,476 (-2,488**)	-1,093 (-1,912*)
RESP			54,028 (3,427***)	30,809 (1,887*)
LACT				-0,772 (-3,479***)
R ²	0,040	0,080	0,183	0,278
R ² Ajustado	0,030	0,061	0,157	0,247
F	4,132**	4,109***	6,967***	8,874***

*, **, *** Significativo al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

En el cuadro 6 se aporta evidencia de la relación, estimada a través de la metodología de MC2E, entre el valor de la empresa y la transformación logarítmica de la propiedad de los consejeros, LPCON. Los resultados muestran una relación recíproca entre ambas variables, confirmando las estimaciones obtenidas por MCO en los cuadros 2 y 5. Por tanto, podemos concluir que el valor de la empresa se ve afectado por la participación accionarial de los consejeros y que, además, ésta se ve influida por la aproximación a la Q de Tobin. Demsetz y Villalonga (2001) obtienen evidencia de esta última relación cuando utilizan la metodología de mínimos cuadrados en dos etapas, aunque con signo negativo. Sin embargo, la relación entre la concentración accionarial de los consejeros y el valor de la empresa carece de significación en su estudio. Por otro lado, López y Rodríguez (2001) obtienen evidencia de una relación recíproca entre valor de la empresa y propiedad de los consejeros, para el mercado Español.

Cuadro 6.
Regresión MC2E considerando LPCON y la Q financiera (Q) como endógenas

	Q	LPCON
Constante	-9,646 (-3,103***)	3,747 (1,782*)
LPCON	1,539 (3,796***)	
Q		0,281 (2,015**)
BETA		-1,238 (-2,159**)
RESP		32,053 (1,953*)
LACT		-0,719 (-3,228***)
END	-1,601 (-1,475)	
REG	0,223 (0,303)	
LCAP	1,770 (4,075***)	
R ²	0,168	0,278
R ² Ajustado	0,131	0,245
F	4,648***	8,664***

*, **, *** Significativo al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

En cuanto a las variables de control, conservan los signos hallados en las regresiones de mínimos cuadrados ordinarios, es decir, un efecto positivo del riesgo específico y negativo del riesgo de mercado y del tamaño de la empresa, medido por el logaritmo del activo, cuando la propiedad de los consejeros se considera como variable dependiente. Cuando dicha variable dependiente es la aproximación a la Q de Tobin, la única variable de control que presenta una relación significativa, y positiva en este caso, es el logaritmo de la capitalización bursátil. Ni el ratio de endeudamiento, END, ni la dummy indicativa de la pertenencia de la empresa a un sector regulado presentan coeficientes distintos de cero.

Por otro lado, y como ponen de manifiesto Wiblin y Woo (1999), el tamaño del consejo es otra variable que también podría estar endógenamente determinada. Así, es posible que aquellas empresas que intenten incrementar su valor contraten nuevos consejeros y, por tanto, un bajo valor de la Q llevaría a aumentar el número de miembros del consejo. De este modo, se pondría de manifiesto que la relación entre el

tamaño del consejo y el valor de la empresa podría tener un doble sentido. No obstante, estos autores sólo hallan evidencia de la relación negativa entre el tamaño del consejo y la Q, expuesta anteriormente, pero no en el sentido contrario.

De forma análoga a lo realizado para el estudio de la endogeneidad de la propiedad de los consejeros, proponemos dos modelos para analizar la dirección de la relación entre el tamaño del consejo y el valor de la empresa. Así, en primer lugar definimos la Q financiera como variable dependiente y el logaritmo del número de consejeros como independiente:

$$Q = \beta_0 + \beta_1 LNCON + \sum_{i=2}^n \beta_i VCT_i + \varepsilon_i$$

En segundo lugar, incluimos el tamaño del consejo como variable dependiente, mientras que las variables explicativas corresponderían al valor de la empresa y otras variables de control utilizadas por Yermack (1996)¹⁵.

$$LNCON = \alpha_0 + \alpha_1 Q + \sum_{i=2}^n \alpha_i VCT_i + \varepsilon_i$$

Los resultados se muestran en los cuadros 7 y 8. Así, en el cuadro 7 se presenta la estimación por MCO del tamaño del consejo como variable dependiente. La evidencia obtenida muestra una influencia negativa y significativa del valor de la empresa en el logaritmo del número de consejeros. Por tanto, parece que aquellas empresas con baja creación de valor, contratan nuevos consejeros para cambiar su mala situación, lo que conlleva un aumento del tamaño del consejo de administración. Este resultado es consistente con la aportación de Wiblin y Woo (1999) y nos da pie a pensar en una relación endógena entre tamaño del consejo y el valor de la empresa.

¹⁵ Como son la antigüedad, el valor contable del activo y el número de negocios de la empresa.

Cuadro 7.
Regresión MCO de LNCON como variable dependiente

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	1,003 (29,716***)	-0,476 (-2,233**)	-0,338 (-1,287)	-0,382 (-1,432)
Q	-0,029 (-2,054**)	-0,025 (-2,101**)	-0,024 (-2,045**)	-0,023 (-1,987**)
LACT		0,173 (6,992***)	0,175 (7,029***)	0,176 (7,067***)
LANT			-0,037 (-0,899)	-0,039 (-0,956)
DIV				0,028 (0,973)
R ²	0,039	0,351	0,356	0,362
R ² Ajustado	0,030	0,338	0,337	0,336
F	4,219**	27,532***	18,590***	14,172***

*, **, *** Significativo al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

En cuanto al resto de variables, se observa una relación no significativa, aunque con el signo esperado, de la variable de diversificación de la actividad de la empresa (DIV) y el tamaño del consejo¹⁶; mientras que los activos de la empresa se encuentran positivamente, y de forma significativa, relacionados con la variable dependiente, lo que implica, como es lógico, que las empresas más grandes presentan un mayor número de consejeros. Dichos resultados son igualmente consistentes con la evidencia mostrada por Wiblin y Woo (1999). Por otro lado, no obtenemos relaciones significativas entre la antigüedad de la empresa y el número de consejeros, aportación idéntica a la obtenida por Wiblin y Woo (1999) en el mercado australiano.

Finalmente, en cuadro 8 se presentan los resultados del estudio del tamaño del consejo y del valor de la empresa como variables endógenamente determinadas, a través de la metodología de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas. Como puede observarse, el tamaño del consejo influye negativamente en el valor de la empresa, siendo esta evidencia consistente con las conclusiones obtenidas por MCO. Sin embargo, el modelo falla al establecer una relación entre la Q financiera y el logaritmo del número de consejeros, tal y como mostraba la regresión del cuadro 7. Los resultados obtenidos son totalmente consistentes con la evidencia aportada por Wiblin y Woo (1999) y no

¹⁶ Ya que las empresas más diversificadas podrían necesitar, en principio, un mayor número de consejeros expertos en las diferentes ramas de negocio.

confirman la prevista relación endógena entre tamaño del consejo y valor de la empresa. Además, las variables de control conservan el signo y la significatividad hallada en la estimación de mínimos cuadrados ordinarios, salvo el ratio de endeudamiento que presenta un signo negativo y significativo, cuando la variable dependiente es la aproximación a la Q de Tobin.

Cuadro 8.
Regresión MC2E considerando LNCON y la Q financiera (Q) como endógenas

	Q	LNCON
Constante	-4,627 (-1,402)	-0,641 (-2,691**)
LNCON	-17,241 (-4,228***)	
Q		0,000 (0,049)
LANT		0,007 (0,215)
DIV		0,034 (1,347)
LACT		0,178 (8,198***)
END	-3,096 (-2,044**)	
REG	1,495 (1,384)	
LCAP	2,812 (4,546***)	
R ²	0,180	0,424
R ² Ajustado	0,147	0,399
F	5,504***	17,330***

*, **, *** Significativo al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

6. CONCLUSIONES

Este trabajo presenta nueva evidencia del consejo de administración como mecanismo interno de *gobierno de la empresa*. Así, se ha examinado la participación accionarial de sus miembros y la composición, dimensión y antigüedad relativa del consejo, haciendo especial hincapié en el posible efecto sustitución entre la propiedad de los consejeros y la composición del consejo.

Los resultados muestran una relación no lineal entre el porcentaje de acciones poseídas por los consejeros y el valor de la empresa, tal como señalan el coeficiente positivo y significativo de la variable que mide el porcentaje de acciones propiedad de los consejeros, y el coeficiente negativo, y también significativo, del término cuadrático de esa variable. La relación cuadrática encontrada indica que para bajos niveles de posesión existe una relación positiva entre dicha propiedad y el valor de la empresa siendo consistente con la *hipótesis de convergencia*; mientras que altos porcentajes de propiedad de los consejeros provocan un efecto *atrincheramiento*, ya que éstos alcanzan un poder lo suficientemente alto para eludir los mecanismos de control. Relaciones no lineales como la observada son frecuentes entre la evidencia internacional previa. El tratamiento endógeno de la participación accionarial de los consejeros y el valor de la empresa muestra una relación recíproca entre ambas variables. En cuanto a la composición del consejo, no obtenemos evidencia concluyente de que ésta afecte, de forma significativa, al valor de la empresa. Resultado coincidente con numerosos estudios previos.

Por otro lado, observamos evidencia favorable al hecho de que la propiedad de los consejeros y el porcentaje de miembros externos del consejo actúen como mecanismos sustitutivos a la hora de reducir los conflictos de agencia en el seno de la empresa. Dicha relación de sustitución parece disminuir su tasa cuanto mayor es la participación de los consejeros en el capital de la sociedad. Sin embargo, no encontramos que el porcentaje de consejeros independientes sustituya a la propiedad de los consejeros como mecanismo disciplinador de la labor directiva.

Finalmente, se ha observado una relación negativa entre el número de miembros que componen el consejo y el valor de la empresa, resultado coincidente con buena parte de la evidencia empírica previa; mientras que la antigüedad relativa no presenta una relación concluyente con dicho valor. No hallamos evidencia de un comportamiento endógeno del tamaño del consejo puesto que el valor de la empresa no influye en el número de miembros que componen el consejo.

Anexo 1. Definición de variables

Variable	Definición
Q	Aproximación a la Q de Tobin (Q financiera) calculada como definida como la suma del valor de mercado de los recursos propios más el valor contable de la deuda dividido por el valor contable del activo total.
PCON	Suma del porcentaje, de acciones de los miembros del consejo de administración.
LPCON	Logaritmo de la transformación de PCON, calculada como: $LPCON = \text{Log}\left(\frac{PCON}{1 - PCON}\right).$
NCON	Número de miembros del consejo de administración.
LNCON	Logaritmo del número de consejeros.
ACON	Antigüedad relativa de los miembros del consejo de administración.
PEX	Porcentaje de consejeros externos.
PIND	Porcentaje de consejeros independientes.
LPEX	Transformación logarítmica del porcentaje de consejeros externos.
LPIND	Transformación logarítmica del porcentaje de consejeros externos que tienen una permanencia en el consejo inferior a diez años.
LNPCON	Logaritmo del porcentaje de acciones en manos de los consejeros.
DPR	Dummy que toma valor unitario cuando el presidente de la empresa es, a su vez, ejecutivo, y cero en otro caso.
REC	Rentabilidad económica, calculada como el cociente entre el beneficio de explotación y el valor contable del activo.
BETA	Riesgo sistemático, calculado como la covarianza de cada título con el Índice General de la Bolsa de Madrid entre la varianza de dicho índice.
REG	Dummy indicativa de la pertenencia de la empresa a un sector regulado.
RESP	Riesgo específico, calculado como la desviación típica del error.
END	Deuda total sobre activo.
LCAP	Logaritmo de la capitalización bursátil de la empresa.
PERM	Tiempo medio de permanencia de los consejeros en sus cargos.
LACT	Logaritmo del activo contable total de la empresa.
LANT	Logaritmo de la antigüedad de la empresa.
DIV	Diversificación de los negocios de la empresa, medida a través del número de códigos Sic distintos en sus dos primeros dígitos.

Anexo 2. Matriz de correlaciones

	O	PCON	LPCO	NCON	LNCO	ACON	PEX	PIND	LPEX	LPIN	LNPC	DP	REC	BET	RESP	END	LCA	LAC	LAN
PCON	0,15																		
LPCON	0,20*	0,80***																	
NCON	-0,10	-0,19*	-0,20**																
LNCON	-	-0,19*	-0,19*	0,92***															
ACON	0,19*	0,09	0,15	0,03	0,13														
PEX	0,10	-0,25*	-0,07	0,25*	0,27*	0,25*													
PIND	0,11	-0,07	-0,08	0,01	0,01	-0,12	0,17												
LPEX	0,04	-	-	0,46***	0,50**	0,17	0,68*	-0,01											
LPIND	0,16	-0,00	0,10	-0,00	-0,01	-0,07	0,05	0,79*	-0,28*										
LNPCO	0,18*	0,72***	0,99***	-0,19*	-0,16	0,11	-0,06	-0,08	-	0,10									
DPR	-0,11	-0,07	-0,00	-0,00	0,01	-0,02	0,13	0,12	-0,00	0,15	-0,00								
REC	0,42*	0,19**	0,19*	-0,07	-0,17*	0,18*	-0,02	-0,13	-0,01	-0,12	0,13	0,01							
BETA	0,00	-0,09	-0,22**	-0,05	-0,04	-0,18*	-0,18	0,27*	-0,15	0,16	0,25**	0,14	-						
RESP	-0,11	0,31***	0,29***	-	-	-0,08	-0,12	-0,19	0,28*	-0,21	0,29***	-	-0,07	0,01					
END	0,06	0,16	0,12	-0,08	-0,16	-0,24**	-0,22	-0,02	-0,16	0,02	0,08	0,04	0,15	0,09	0,09				
LCAP	0,35*	-0,18*	-	-	0,49**	0,05	0,01	0,12	-	0,06	-	-	0,19*	0,21*	-	0,08			
LACT	-0,07	-0,22**	0,40***	0,68***	0,57**	-0,03	-0,09	0,06	-0,26*	0,00	-	-	0,00	0,22*	-	0,18*	0,89*		
LANT	-0,05	-0,02	-0,05	-0,01	-0,04	-	-0,18	-0,11	-0,15	-0,02	-0,09	0,02	0,11	0,04	-0,03	0,35*	0,04	0,06	
DIV	-0,06	0,18*	0,06	0,04	0,06	0,04	0,19	0,14	0,13	0,01	0,03	0,13	0,11	-0,03	0,10	-0,08	-0,04	-0,04	0,05

*Significativo al 10%, **Significativo al 5%, ***Significativo al 1%

REFERENCIAS

- AGRAWAL, A. y KNOEBER, C. R. (1996) "Firm performance and mechanisms to control agency problems between managers and shareholders", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 31, pp. 377-397.
- ALONSO BONIS, S. y DE ANDRÉS ALONSO, P. (2002): "Estructura de propiedad y resultados en la gran empresa española. Evidencia empírica en el contexto de una relación endógena", *XII Congreso Nacional de ACEDE*, Palma de Mallorca.
- BARNHART, S. W.; MARR, M. W. y ROSENSTEIN, S. (1994): "Firm performance and board composition: some new evidence", *Managerial and Decision Economics*, Vol. 15, pp. 329-340.
- BAYSINGER, B. y BUTLER, H. (1985): "Corporate governance and the board of directors: performance effects of changes in board composition", *Journal of Law, Economics and Organization*, Vol. 1, pp. 101-124.
- BENGLOF, E. (1990): "Capital structure as a mechanism of control: A comparison of financial systems" en *The firm as a nexus of treaties*, editado por: Aoki, M.; Gustafsson, B. y Williamson, O. E., Londres, Sage.
- BERLE, A. A. y MEANS, G. C. (1932): *The modern corporation and private property*. Harcourt Brace and Word Inc. New York.
- BRYAN, S.; NASH, R. y PATEL, A. (2002): "The equity mix in executive compensation: An investigation of cross-country differences", *European Financial Management Association (EFMA) Meeting*, Londres.
- CHAGANTI, R. y DAMANPOUR, F. (1991): "Institutional ownership, capital structure, and firm performance", *Strategic Management Journal*, Vol. 12, pp. 479-491.
- CHO, M. H. (1998): "Ownership structure, investment, and the corporate value: an empirical analysis", *Journal of Financial Economics*, Vol. 47, pp. 103-121.
- CHUNG, K. H. y PRUITT, S. W. (1994): "A simple approximation of Tobin's Q", *Financial Management*, Vol. 23, pp. 70-74.
- COASE, R. H. (1937): "The nature of the firm". *Economica NS*, Vol. 4, pp. 386-405.
- CÓDIGO DE BUEN GOBIERNO (INFORME OLIVENCIA) (1998): "El gobierno de las sociedades cotizadas", CNMV.
- CRESPI CALDERA, R. (1998): "Determinantes de la estructura de propiedad: Una aproximación al caso español con datos de panel", *Moneda y Crédito*, Vol. 206, pp. 115-151.

- CUERVO CAZURRA, A. (1998): “La reforma del consejo de administración en España: Límites a la aplicación de los modelos anglosajones”, *Información Comercial Española*, Vol. 769, pp. 9-21.
- DE ANDRES ALONSO, P.; AZOFRA PALENZUELA, V. y LÓPEZ ITURRIAGA, F. J. (2000): “Corporate boards in some OECD countries: size, composition, committee structure and effectiveness”, *Eastern Finance Association Meeting*, New Orleans.
- DE ANDRES ALONSO, P.; AZOFRA PALENZUELA, V. y LÓPEZ ITURRIAGA, F. J. (2002): “New international evidence on boards of directors. A panel data analysis”, *VI Workshop en Finanzas*, Segovia.
- DEMSETZ, H. y LEHN, K. (1985): “The structure of corporate ownership: causes and consequences”, *Journal of Political Economy*, Vol. 93, pp. 1155-77.
- DEMSETZ, H. y VILLALONGA, B. (2001): “Ownership structure and corporate performance”, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 7, pp.209-233.
- DENIS, D. J. y SARIN, A. (1999): “Ownership and board structures in publicly traded corporations”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 52, pp. 187-223.
- ERSOY-BOZCUK, A. y LASFER, M. A. (2000): “Changes in UK share ownership and corporate monitoring”, *City University Business School working paper*.
- FAMA, E. F. y JENSEN, M. C. (1983): “Separation of ownership and control”, *Journal of Law and Economics*, Vol. 26, pp. 301-325.
- FERNÁNDEZ, A. I.; GÓMEZ ANSÓN, S. y FERNÁNDEZ MÉNDEZ, C. (1998): “El papel supervisor del consejo de administración sobre la actuación gerencial. Evidencia para el caso español”, *Investigaciones Económicas*, Vol. 22, pp. 501-516.
- GASSET, F. y FERRÁNDIZ, L. (1998): “Los consejos de administración en las empresas españolas”, *Información Comercial Española*, Vol. 769, pp. 89-93.
- GISPERT, C. (1998): “Board turnover and firm performance in Spanish companies”, *Investigaciones Económicas*, Vol. 22, pp. 517-536.
- GRULLON, G. y KANATAS, G. (2001): “Managers incentives, capital structure, and firm value: Evidence from dual-class stocks”, *Rice University working paper*.
- HERMALIN, B. y WEISBACH, M. S. (1991): “The effect of board composition and direct incentives on corporate performance”, *Financial Management*, Vol. 20, pp. 101-112.
- HERMALIN, B. y WEISBACH, M. S. (2001): “Board of Directors as an endogenously determined institution: A survey of the economic literature”, *NBER Working paper*, N°. w8161.

- HILLIER, D. y McCOLGAN, P. (2001): "Insider ownership and corporate value: An empirical test from the United Kingdom corporate sector", *Financial Management Association (FMA) Meeting*, Paris.
- HIMMELBERG, C. P.; HUBBAD, R.G. y PALIA, D. (1999): "Understanding the determinants of managerial ownership and the link between ownership and performance", *Journal of Financial Economics*, Vol. 53, pp. 353-384.
- JARRELL, G. y POULSEN, A. (1988): "Dual-Class recapitalization antitakeover mechanisms. The recent evidence", *Journal of Financial Economics*, Vol. 20, pp. 129-152.
- JENSEN, M. C. y MECKLING, W. H. (1976): "Theory of the firm: managerial behaviour, agency costs and ownership structure", *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, pp. 305-360.
- KINI, O.; KRACAW, W. y MIAN, S. (1995): "Corporate takeovers, firm performance, and board composition", *Journal of Corporate Finance*, Vol. 1, pp. 383-412.
- LINDERBERGER, E. B. y ROSS, S. A. (1981): "Tobin's Q ratio and industrial organization" *Journal of Business*, Vol. 54, pp. 1-32.
- LODERER, C. y MARTÍN, K. (1977): "Executive stock ownership and market valuation: an empirical analysis", *Journal of Financial Economics*, Vol. 45, pp. 223-255.
- LÓPEZ ITURRIAGA, F. J. y RODRIGUEZ SANZ, J. A. (2001): "Ownership structure, corporate value and firm investment: A simultaneous equations analysis of Spanish firms", *Journal of Management and Governance*, Vol. 5, pp. 179-204.
- McAVOY, P. W.; CONTER, S.; DONA, J. y PECK, S. (1983): *ALI proposals for increased control of the corporation by the Board of Directors: an econometric analysis*, en Statement of the Business Roundtable on the American Law Institute's proposed principles of corporate governance structure – Restatement and recommendations, New York.
- McCONNEL, J. J. y SERVAES, H. (1990): "Additional evidence on equity ownership and corporate value", *Journal of Financial Economics*, Vol. 27, pp. 595-612.
- MEHRAN, H. (1995): "Executive compensation structure, ownership and firm performance", *Journal of Financial Economics*, Vol. 38, pp. 163-84.
- MORCK, R.; SHELEIFER, A. y VISHNY, R. W. (1988): "Management ownership and market valuation: an empirical analysis", *Journal of Financial Economics*, Vol. 36, pp. 897-88.
- MUDAMBI, R. y NICOSIA, C. (1998): "Ownership structure and firm performance: evidence from the UK financial services industry", *Applied Financial Economics*, Vol. 8, pp. 175-80.
- PEASNELL, K.; POPE, P. y YOUNG, S. (2003): "Managerial equity ownership and the demand for outside directors", *European Financial Management*, Vol. 9, forthcoming.

- PROWSE S. (1992): "The structure of corporate ownership in Japan", *Journal of Finance*, Vol. 47, pp. 1121-1140.
- RENNEBOOG, L. (2000): "Ownership, managerial control and the governance of companies listed on the Brussels stock exchange", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 24, pp. 1959-1995.
- STULZ, R. (1988): "Managerial control of voting rights: Financial policies and the market for corporative control", *Journal of Financial Economics*, Vol. 20, pp. 25-54.
- TEJERINA GAITE, F. y FORTUNA LINDO, J. M. (2001): "El consejo de administración y las entidades de crédito en el gobierno de la empresa", *XI Congreso Nacional de ACEDE*, Zaragoza.
- VANCIL, R. F. (1987): *Passing the baton: Managing the process of CEO succession*. Harvard Business School Press. Boston.
- WEISBACH, M. (1988): "Outside directors and CEO turnover", *Journal of Financial Economics*, Vol. 20, pp. 431-460.
- WIBLIN, M. y WOO, L. A. (1999): "Are all agency resolution mechanisms performance enhancing", *6th Multinational Finance Society Congress*, Toronto.
- YERMACK, D. (1996): "Higher market valuation of companies with a small board of directors", *Journal of Financial Economics*, Vol. 40, pp. 185-211.
- ZAJAC, E. y WESTPHAK, J. (1994): "The costs and benefits of managerial incentives and monitoring in large U.S. corporations: when is more not better?", *Strategic Management Journal*, Vol. 15, pp. 121-142.