

Gobierno Corporativo y la Crisis Financiera: Estudio del Efecto del Anuncio de la Bancarrota de Lehman Brothers en el Mercado de Capitales Español

Alfredo Juan Grau Grau^{a,*}, Carlos Lassala Navarré^b

^{a,b}*Departamento de Finanzas Empresariales*

Avda. Naranjos s/n, 46022

Universidad de Valencia (SPAIN)

ABSTRACT

La crisis financiera internacional registrada desde el 2008 hasta nuestros días ha tenido efectos devastadores sobre la economía mundial. Siguiendo la estela de esta crisis, en este trabajo estudiamos los efectos derivados de la bancarrota de Lehman Brothers en la trayectoria de las empresas cotizadas en el mercado de capitales español y tratamos de explicar si un conjunto de variables de gobierno corporativo, junto con otras (endeudamiento, solvencia, rentabilidad y valor de mercado), tienen capacidad explicativa en la obtención de estas rentabilidades anormales. Nuestros resultados confirman la obtención de rendimientos anormales positivos y significativos vinculados al sector financiero español, siendo el endeudamiento y la coincidencia de los cargos de director ejecutivo y presidente de la Junta en una misma persona, los parámetros que contienen mayor capacidad explicativa.

Keywords: rendimientos anormales, gobierno corporativo, endeudamiento, modelos *GARCH*, crisis financiera, bancarrota de Lehman Brothers.

JEL Classification: G12, G3, G30, G32.

* Dirección de contacto: Departamento de Finanzas Empresariales, Avda. Naranjos s/n, 46022. Universidad de Valencia (SPAIN). Tel: +34 96 1625343; fax: +34 96 3828370. E-mail: Alfredo.Grau@uv.es, Carlos.Lassala@uv.es.

1. Introducción

La crisis¹ financiera iniciada en los últimos años de la década de los 2000 ha supuesto un enorme coste para las economías de muchos países y ha desafiado los conceptos y teorías de gobierno corporativo. Entre los diversos factores que la provocaron se encuentra la incapacidad de los órganos de gobierno de las empresas de servicios financieros para evitar que las decisiones arriesgadas y equivocadas adoptadas pusieran en peligro los intereses de los inversores desencadenando así una crisis financiera que se transformó en una recesión global. Asimismo, los propios consejos de administración de las empresas también han sido responsables directos debido al fuerte incremento en la retribución de sus consejeros durante la década de los 2000 que, sin duda, favoreció la excesiva toma de riesgos a corto plazo por parte de las empresas de servicios financieros. Tampoco podemos obviar los cambios acontecidos en el entorno macroeconómico (Conyon, Judge y Useem, 2011) y sus efectos devastadores sobre la economía en su conjunto.

El desencadenante más reciente de la situación de pánico financiero más alarmante en el último siglo ha sido la quiebra de Lehman Brothers a mediados de septiembre de 2008. Lehman había efectuado compras agresivas de valores relacionados con hipotecas gracias a la obtención de préstamos a corto plazo. Durante los años de la burbuja inmobiliaria, sus activos superaban en 30 veces su capital y su elevada rentabilidad venía justificada por su alto grado de apalancamiento a la par que su postura agresiva frente a los riesgos.

Sin embargo, cuando una burbuja explota los agentes del mercado más vulnerables son aquellos que se han expandido más rápidamente y están más apalancados. Cuando Lehman cayó, los mercados de crédito se congelaron y la liquidez desapareció. El volumen de operaciones se redujo drásticamente. Se detectaba la tradicional acumulación de dinero en efectivo que se produce cuando el entorno financiero de repente se vuelve muy incierto.

Esta crisis económica y financiera es un buen ejemplo de un golpe repentino directo al entorno financiero, que ha afectado a casi todas las industrias, haciendo que las organizaciones cambien sus objetivos estratégicos en su lucha por la supervivencia (Pollard y Hotho, 2006). En consecuencia, se abre una fase exploratoria sobre el proceso de desarrollo de las estrategias a seguir por las empresas durante esta crisis financiera a través de la relación entre las medidas de performance a adoptar y los factores estratégicos que conduzcan al éxito (Kunc y Bhandari, 2011). Mientras que para unas organizaciones esta situación hostil representa una amenaza, para otras supone oportunidades de crecimiento. En este contexto algunas compañías tratan de obtener ventajas competitivas, por ejemplo, mediante la compra de un competidor (Wan y Yiu, 2009).

Por consiguiente, en un entorno globalizado, la crisis que se desencadenó en EE.UU. fue contaminando al resto de economías mundiales trasladándose directamente a sus mercados de capitales, entre ellos, el mercado financiero español. A priori era de esperar que todo el cúmulo de noticias sobre la crisis iniciada con la caída de Lehman Brothers, en la medida en que afecta a la economía en general y al sector financiero en particular, impactara en el rendimiento de las empresas cotizadas en el mercado bursátil.

A la luz de los argumentos expuestos, el objetivo de este trabajo consiste en detectar empíricamente si existen rendimientos anormales significativos en las empresas que cotizan en el mercado bursátil español ante el anuncio de la bancarrota de Lehman Brothers. Asimismo, tratamos de averiguar en qué

¹ Vaaler y McNamara (2004) definen la crisis como un período corto de cambio inesperado y desfavorable al que se enfrentan las organizaciones. Pearson y Clair (1998) se refieren a ella como un acontecimiento de alto impacto que afecta a la viabilidad de las organizaciones e implica la necesidad de tomar decisiones rápidamente.

medida un conjunto de variables empresariales asociadas al gobierno corporativo, nivel de endeudamiento, solvencia, rentabilidad y valor de mercado pueden tener una influencia directa o indirecta en la generación de esos rendimientos anormales significativos esperados.

Nuestra contribución pretende ser doble. Por un lado, desde el punto de vista financiero, estudiamos si los efectos de la crisis de 2008 en la economía española se manifiestan a través de la generación de rendimientos anormales para las empresas cotizadas en el mercado bursátil español distinguiendo el sector no financiero del financiero y subdividiendo éste a su vez en dos grupos: el bancario y el constituido por el resto de empresas financieras. Por otro lado, nuestra aportación econométrica consiste en corregir los problemas econométricos al utilizar datos de frecuencia diaria mediante los modelos *GARCH* y obtener así unos estadísticos eficientes. La mayoría de trabajos publicados aplican la metodología de MCO y no incluyen estudios estadísticos previos que analicen las series. Por último, a través de la técnica de componentes principales en un análisis factorial, determinamos qué parámetros de gobierno corporativo y demás seleccionar para evitar problemas de multicolinealidad.

En cuanto a los resultados obtenidos en la investigación, como cabía esperar se obtienen rendimientos anormales significativos para el sector financiero, pero sólo para el conjunto de los bancos. De acuerdo con Fernández, Gómez y Cuervo (2004), el endeudamiento de las empresas es un factor determinante que podría explicar parte de la significatividad (al 1%) de los rendimientos anormales analizados. Asimismo, el hecho de que recaiga sobre la misma persona las figuras de director ejecutivo y presidente de la Junta, es otro factor significativo (al 1%) a tener en cuenta en esta valoración.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la sección segunda, se establece el marco teórico con las hipótesis de trabajo, los datos y la metodología utilizada en la investigación. En la sección tercera se muestran los resultados empíricos obtenidos. Finalmente, se dedica la sección cuarta a la exposición de las principales conclusiones.

2. Hipótesis, datos y metodología

En esta sección planteamos las hipótesis de partida y definimos las variables de gobierno corporativo que contrastaremos a través de un modelo econométrico (véase la sección 2.1.6) que nos permita explicar el proceso de formación de los precios de las empresas cotizadas en la bolsa española una vez detectadas rentabilidades anormales significativas. Asimismo, se detallan los datos de tipo financiero y contable necesarios en el proceso empírico junto con las fuentes consultadas para cuantificar sus valores.

2.1. Hipótesis y modelo de regresión de gobierno corporativo

Como mantiene Stiglitz (1974), si los mercados fueran perfectos, las decisiones financieras de la empresa no afectarían a su valor y no existirían rendimientos anormales en las empresas cotizadas motivados por decisiones o variables empresariales. Sin embargo, la realidad de los mercados financieros nos proporciona evidencia de la existencia de rendimientos anormales significativos. A continuación se describen un conjunto de variables que pensamos que pueden ayudarnos a explicar estos resultados.

2.1.1. Estructura de control

En el ámbito de la empresa es necesario que existan unos órganos de gobierno y unos mecanismos de control para compatibilizar los intereses de accionistas y directivos. Los mecanismos supervisores de la actuación gerencial pueden ser externos, o internos. En este contexto, el gobierno corporativo se ha considerado como un mecanismo interno para reducir la discrecionalidad en las decisiones que toma la

dirección minimizando determinadas prácticas como, por ejemplo, las posibilidades de manipulación de la información y, en consecuencia, mejorando su calidad (Callao, Gasca y Jarne, 2008).

El análisis de la estructura de capital en las decisiones financieras de una empresa, además de distinguir entre capitales ajenos y propios, considera de forma explícita el papel de la estructura de propiedad. La estructura de capital refleja cómo se han asignado los derechos de control sobre los recursos de la empresa que inciden sobre su valor de mercado. Desde esta perspectiva, es evidente que la participación accionarial del equipo directivo puede afectar al valor de mercado de la empresa, si bien su efecto puede ser positivo o negativo (Fernández y Gómez, 1999). Por un lado, una mayor participación accionarial de los directivos y consejeros internos contribuirá a incrementar el valor de mercado de la empresa pero, por otro, la hipótesis del atrincheramiento de los directivos nos indica que la participación accionarial de los ejecutivos internos reduce el valor de mercado de la misma (Morck, Sheleifer y Vishny, 1988).

Los argumentos y conclusiones vertidas de los estudios empíricos que han abordado esta cuestión no son concluyentes. Mientras unos trabajos apoyan la hipótesis de convergencia de intereses (Chaganti y Damanpour, 1991), otros parecen indicar la existencia de un efecto atrincheramiento de los ejecutivos internos, cuya probabilidad de dimisión es menor cuanto mayor es su participación en el capital de la empresa y su representación en el Consejo de Administración (Weisbach, 1988). Asimismo, también existe un conjunto de trabajos que relaciona de manera no lineal el valor de mercado de la empresa y la participación accionarial de los internos, esto es, el predominio de una u otra hipótesis para distintos rangos de participación. Esta conexión se observa en el mercado estadounidense (véase Morck, Sheleifer y Vishny, 1988; McConnell y Servaes, 1990; Hermalin y Weisbach, 1991) y en el español (véase Fernández, Gómez y Fernández (1998)), aunque no así en el japonés (Prowse, 1992).

En consecuencia, para valorar el efecto que la estructura de control puede tener en la obtención de rendimientos anormales significativos por parte de la empresa incorporamos la variable PODAC que definimos como el porcentaje de acciones en manos de los ejecutivos, es decir, la participación accionarial de los directivos y consejeros internos (véase Su, 2010); y en consideración a los argumentos expuestos, la primera hipótesis que sometemos a contraste es la siguiente:

H₁: La presencia de consejeros ejecutivos con participación accionarial en la empresa provoca reacciones en el mercado de capitales generando rendimientos anormales significativos.

2.1.2. Composición del consejo de administración

El consejo de administración², como último órgano de control interno de la empresa, se encarga de supervisar las actuaciones de la alta dirección (Forbes y Milliken, 1991; Nicholson y Kiel, 2004 y Aguilera, 2005) y está facultado para limitar cualquier decisión tomada por los directivos. En este sentido, su actuación influye directamente en el valor de la empresa pues la amenaza del despido ayuda a disciplinar a los directivos (Fernández y Gómez, 1999).

La valoración de la calidad de la actuación supervisora de las decisiones gerenciales llevada a cabo por el consejo y sus repercusiones se ha centrado en el estudio de varias características: el tamaño del consejo, su composición (entendida como la proporción de consejeros ejecutivos y no ejecutivos), la separación entre gobierno y dirección y la participación accionarial de sus miembros que a su vez ocupan cargos directivos o ejecutivos, variable esta última que ya hemos incorporado para analizar la estructura de control de la empresa.

² Petrovic (2008) proporciona una amplia revisión bibliográfica sobre las cualidades, funciones y comportamiento de los integrantes del consejo de administración.

El primer aspecto que planteamos en relación con la eficiencia del consejo es ver si su tamaño incide en su tarea de supervisión. Jensen (1993) argumenta que una mayor dimensión del consejo conlleva problemas de coordinación y procesamiento de la información. Estas rémoras superan a los beneficios asociados a la presencia de un mayor número de miembros en el Consejo, tal y como se demuestra al observarse una relación inversa entre el tamaño del consejo de administración y el valor de la empresa, especialmente para consejos de tamaño elevado (véase por ejemplo a Yermack, 1996; Fernández, Gómez y Fernández, 1998 y Azofra, Andrés y López, 1999). O'Sullivan (2009) revela que de cada 101 ejecutivos hay al menos un director no ejecutivo y por otra parte, que los altos cargos ejecutivos (CEOs) de las empresas con mayor concentración de la propiedad externa es menos probable que mantenga otro tipo de directivos.

El posible efecto del tamaño del consejo en la obtención de rendimientos anormales en la empresa se mide a través de la variable TAMJUN, que se calcula como el logaritmo neperiano del número total de consejeros. La relación esperada entre esta variable y la existencia de deficiencias es de signo positivo, ya que a mayor tamaño la capacidad de control puede verse diluida y, en consecuencia, ser menos efectiva. La consideración de los aspectos enunciados nos permite formular y contrastar la siguiente hipótesis:

H₂: El número de consejeros ejecutivos que forma parte de la junta directiva de la empresa tiene consecuencias directas en la anormalidad de los rendimientos.

Respecto a la composición del consejo, la cuestión que se plantea es la relación óptima entre consejeros ejecutivos y consejeros externos independientes. Como sugiere Fama (1980), la labor de los consejeros externos como evaluadores profesionales es supervisar y fomentar la competencia de los altos cargos directivos de la empresa. De igual forma, Bacon y Brown (1974) sugieren distintas formas en que la posesión de consejeros múltiples es capaz de mejorar la calidad de la gestión de la empresa y del mismo modo, tanto Unseem (1984) como Ward (1998), encuentran que el servicio en otros consejos se ve como un medio para mejorar la eficacia ejecutiva³. En cambio, Combined Code (2003) recomienda que los ejecutivos deben ser disuadidos de estar presentes en más de una dirección ejecutiva en otras sociedades cotizadas.

Aunque a los consejeros externos se les atribuye una mayor independencia para adoptar decisiones, quienes poseen mayores conocimientos específicos de la empresa son los consejeros internos. Así pues, ambos tipos de consejeros pueden aportar valor a la empresa. En el mercado español, aunque Fernández, Gómez y Fernández (1998) observan que los consejeros externos tienen un efecto positivo, Gispert (1998) y Fernández (1999) no encuentran que su presencia influya en los procesos de sustitución de consejeros o directivos ante malas actuaciones de la empresa. En cuanto a la calidad de la información de la empresa, a priori, la presencia de consejeros independientes debería reducir el nivel de manipulación, dado que carecen de una vinculación directa con la gestión empresarial, pero pueden ejercer un cierto control sobre el modo de elaborar la información contable (Callao, Gasca y Jarne (2008)). No obstante, Langevoort (2001) señala que la excesiva presencia de cargos no ejecutivos puede comprometer la eficacia de la dirección ya que disminuye la confianza entre los miembros de la junta y lleva a una pérdida de información valiosa.

El posible efecto que tiene en la obtención de rendimientos anormales en la empresa la distribución del Consejo entre consejeros ejecutivos y consejeros externos independientes la medimos a través de dos variables: CONEJE, que representa la proporción de consejeros ejecutivos sobre el total del consejo y,

³ Sobre la eficacia de la junta directiva véase, por ejemplo, los trabajos de Conger *et al.* (2001), Bird *et al.* (2004), Nicholson y Kiel (2004), De la Rosa (2006) y Schmidt y Brauer (2006).

CONINDE, el porcentaje de consejeros independientes en el mismo. Particularmente, las hipótesis que formulamos son:

H₃: El peso relativo que supone el número de consejeros ejecutivos sobre el total de la junta modifica el patrón de comportamiento de los rendimientos de las empresas cotizadas en la bolsa española.

H₄: El porcentaje de consejeros externos en el consejo es un parámetro relevante que altera sustancialmente la trayectoria de las rentabilidades de las empresas cotizadas en la bolsa española.

Respecto a la separación dentro del consejo de la figura de presidente y director ejecutivo, resulta interesante analizar qué efectos tiene la participación o no del presidente en la dirección de la empresa. Callao, Gasca y Jarne (2008) estudian la separación entre gobierno y dirección y argumentan que la función de control del gobierno pierde eficacia cuando recae sobre las mismas personas que dirigen. Para valorar la repercusión de esta variable en la obtención de rendimientos anormales por parte de la empresa, coincidimos con Su (2010) al diseñar una variable dummy (DIRPRES) que tomará valor 1 cuando la figura de presidente y director ejecutivo recaigan sobre la misma persona y, valor 0, en caso contrario. La hipótesis que formulamos es la siguiente:

H₅: La coincidencia de la figura de presidente y director en un mismo individuo es valorado por el mercado y se traslada a las cotizaciones de las acciones de las empresas provocando efectos estacionales.

2.1.3. Endeudamiento y solvencia

De acuerdo con Harris y Raviv (1991), el nivel de apalancamiento financiero de la empresa puede actuar como mecanismo supervisor de la actuación de la gerencia. La deuda exige unos pagos periódicos que reducen los flujos de caja libres y genera incentivos para que los gestores actúen de manera menos discrecional tomando decisiones de inversión que maximicen el valor de mercado de la empresa al exigir explícitamente una rentabilidad mínima a las inversiones que financia (Fernández y Gómez (1999)).

La evidencia empírica pone de manifiesto que el mercado reacciona positivamente al anuncio de emisiones de deuda (Kim y Stulz, 1988 y González, 1997). De igual forma, el apalancamiento financiero guarda una relación positiva con el valor de la empresa (Cornett y Travlos, 1989 y Rodríguez, 1997), especialmente en empresas con pocas oportunidades de crecimiento (Andrés, Azofra y Rodríguez, 1997) y la actuación empresarial mejora tras un incremento de la deuda (Saffieddine y Titman, 1996). Además, los gestores más propensos a atrincherarse emiten menos deuda, dado su carácter supervisor (Berger, Ofek y Yermarck, 1997).

La disciplina de control y supervisión de la deuda en la empresa representan dos factores relevantes en la performance de la misma (véase, entre otros, Halpern *et al.*, 1999; Fox y Marcus, 1992; Smith, 1990 y Jensen, 1986). En esta línea, las empresas que presentan mayores ratios de endeudamiento deberían agudizar la función de vigilancia de su estructura financiera (véase, por ejemplo, Jiraporn *et al.*, 2004 y Mian y Rosenfeld, 1993).

Sin embargo, la utilización de deuda puede generar nuevos costes de agencia (véase Jensen y Meckling, 1976 y Myers, 1977) asociados a la realización de inversiones no óptimas, como consecuencia del efecto de sustitución de los activos o del intento por parte de los directivos de incrementar su poder de voto y reducir la posibilidad de actuación del mercado de control corporativo. Dados los posibles costes y beneficios asociados al uso de la deuda, la estructura de capital óptima será un “trade off” entre dichos beneficios y costes.

Para estudiar las implicaciones que el nivel de endeudamiento tiene, hemos definido la variable ENDE que se obtiene como el cociente entre los recursos ajenos y los recursos financieros totales. La hipótesis que pretendemos contrastar es:

H₆: Cuanto mayor es el nivel de endeudamiento que tiene una empresa, mayor es la probabilidad de que obtenga rendimientos anormales significativos.

Por otra parte, la solvencia de una empresa puede ser interpretada como la capacidad que ésta tiene para garantizar con sus activos la deuda contraída. En este sentido, para una empresa con una determinada estructura de activo, cuanto mayor es su nivel de endeudamiento menor es su solvencia. Por tanto, nivel de endeudamiento y solvencia son dos variables que están íntimamente relacionadas. Con la variable SOLV, calculada como el cociente entre el activo total y los recursos ajenos de la empresa, tratamos de averiguar si una mayor solvencia empresarial contribuye a que la empresa obtenga unos rendimientos anormales significativos y ello nos conduce a contrastar la siguiente hipótesis:

H₇: Cuanto mayor es el nivel de solvencia que tiene una empresa, mayor es la probabilidad de que obtenga rendimientos anormales significativos.

2.1.4. Rentabilidad del director versus accionista

En el estudio también consideramos, de acuerdo con Fernández, Gómez y Cuervo (2004), la performance previa de las empresas incluyendo como variables explicativas dos indicadores económico-financieros: la rentabilidad económica de la empresa o ROA y la rentabilidad financiera o ROE.

A lo largo de la década de los 90 y hasta tiempos bien recientes, la literatura financiera que ha considerado estas dos magnitudes ha sido bastante abundante a la par que fértil. En este marco empírico, Morck, Sheleifer y Vishny (1988), Capon *et al.* (1996), Morash *et al.* (1996), Shleifer y Vishny (1997) y Himmelberg, Hubbard y Palia (1999), Davis *et al.* (2000) y Hirota, Kubo, Miyajima, Hong, y Park (2010), entre otros, consideran que la performance de una empresa está influida por su estructura de gobierno corporativo. En este sentido, a priori cabe esperar que aquellas empresas con una mala performance previa se beneficien más de unas adecuadas prácticas de gobierno corporativo y, por tanto, obtengan unos rendimientos anormales significativos.

En contraposición a los argumentos vertidos, Rappaport (1981) muestra objeciones en la utilización como medidas de eficiencia de los ratios ROA y ROE, ya que las decisiones estratégicas en base a los mismos están generalmente mediatizadas por la información contable que no considera, ni el valor del dinero en el tiempo, ni los riesgos de la inversión afrontados por los accionistas.

Para estudiar los contenidos que subyacen en los argumentos expuestos, formulamos dos hipótesis de trabajo que pasamos a detallar:

H₈: El nivel de performance previa de una empresa valorada a través de su ROA tendrá consecuencias directas sobre los rendimientos anormales significativos.

H₉: El nivel de performance previa de una empresa valorada a través de su ROE provocará la generación de rentabilidades anormales significativas.

2.1.5. Valor de mercado de la empresa

Finalmente, los parámetros vinculados a las oportunidades de crecimiento se han aproximado, al igual que en Kim y Stulz (1988), Opler *et al.* (1999) y Ozkan y Ozkan (2004), utilizando la *ratio book-to-market*, BTM. Esta variable aproxima las expectativas sobre el valor futuro del crecimiento de

las empresas y se calcula como el cociente entre el valor contable de la empresa medido por los recursos propios y el valor de mercado de la misma medido por la capitalización bursátil. Asimismo, también incorporamos la capitalización bursátil de una empresa, CAPBUR, como indicador del valor que el propio mercado de capitales le confiere (véase Duray *et al.*, 2000; Stock *et al.*, 2000 y Chi, 2010). De acuerdo con Jensen (1986), las empresas con mayor capitalización bursátil y que mejor aprovechan sus oportunidades de inversión rentables es posible que presenten rendimientos anormales significativos.

Hirota, Kubo, Miyajima, Hong, y Park (2010) también consideran la capitalización bursátil como medida de las oportunidades de crecimiento futuro empresarial pudiendo afectar así a las políticas corporativas. En particular, estudios previos han demostrado que, con respecto a las decisiones de la estructura de capital, este factor tiene efectos significativos sobre el nivel de apalancamiento (Harris y Raviv, 1991 y Rajan y Zingales, 1995).

Adicionalmente, Galbreath (2006) y Stern (1996) comparten el argumento de que el valor de mercado añadido (Market Value Added) es una medida que refleja el éxito relativo de las empresas en la maximización de su valor para el accionista mediante la asignación y gestión eficiente de los recursos escasos. Esta medida que establecen se materializa a través del cociente entre la capitalización bursátil y la suma del capital social y la deuda.

Consecuentemente, nos parece interesante contrastar las siguientes hipótesis para el mercado de capitales español:

H₁₀: *Existe una relación positiva y significativa entre la capitalización bursátil que presenta una empresa y la obtención de rendimientos anormales significativos.*

H₁₁: *Existe una relación positiva y significativa entre la ratio book-to-market que presenta una empresa y la obtención de rendimientos anormales significativos.*

2.1.6. Modelo de regresión para contrastar estas hipótesis

Para trasladar nuestras hipótesis al campo empírico, construimos una aproximación econométrica que nos permita cuantificar en qué medida un conjunto de variables de gobierno corporativo, endeudamiento, solvencia, rentabilidad y valor de mercado, que llamaremos de ahora en adelante “variables fundamentales” (véase Tabla 1 y ecuación (1)), contribuyen de forma activa y significativa a explicar los rendimientos anormales que se pudieran observar en el seno de las empresas cotizadas en el mercado de capitales español.

Distintos estudios han puesto de manifiesto la existencia de relaciones entre determinadas características empresariales y la significatividad de rendimientos anormales seguidos del anuncio de alguna noticia de tipo financiero relevante. En esta línea de trabajo, proponemos un modelo de regresión multibeta coincidiendo con los desarrollos econométricos de otros autores, véase p.e., Del Brío, Perote y Pindado (2003), Vidal y García (2003), Fernández, Gómez y Cuervo (2004), Cabal, Fernández y Rodríguez (2008) y Del Brío, De Miguel y Tobar (2010), para el mercado de capitales español; y La Porta *et al* (2002) y Dittmar, Mahrt-Smith y Servaes (2003), para el mercado de capitales internacional.

Tabla 1

Descripción de las variables fundamentales

Parámetros	Descripción	Relación*
Variables asociadas a la “Estructura de control”		
PODAC	Porcentaje de acciones en manos de los Ejecutivos	(-)
Variables asociadas al “Consejo de administración”		
TAMJUN	Tamaño de la Junta Directiva: logaritmo neperiano del número de directivos (Presidente/Director+Vicedirector/es+Consejeros)	(+)
CONEJE	Proporción de Consejeros Ejecutivos sobre el Consejo	(+)
CONINDE	Proporción de Consejeros Externos Independientes sobre el Consejo	(+)
DIRPRES	Variable ficticia que toma el valor 1 si el perfil de Director Ejecutivo y el Presidente de la Junta recae sobre la misma persona y en caso contrario, 0	(-)
Variables asociadas al “Endeudamiento” y la “Solvencia”		
ENDE	Ratio de endeudamiento: cociente entre los recursos ajenos (deudas) y el pasivo total (deudas+recursos propios)	(-)
SOLV	Ratio de solvencia: cociente entre el Activo Total y los Recursos Ajenos (Deudas)	(-)
Variables asociadas a la “Rentabilidad”		
ROA	Rentabilidad de los Activos o del Director: cociente entre el resultado de explotación y el Activo Total	(-)
ROE	Rentabilidad de las Acciones o del Accionista: cociente entre el resultado neto y el Neto Patrimonial	(-)
Variables asociadas al “Valor de Mercado”		
CAPBUR	Valor de mercado de la empresa (Capitalización bursátil): logaritmo neperiano de (número de acciones en circulación x cotización)	(-)
BTM	Ratio <i>Book-to-Market</i> : cociente entre el valor contable de la empresa (Capital Social) y la capitalización bursátil	(-)

* relación existente esperada entre cada una de las variables de gobierno corporativo con los rendimientos anormales significativos.

La coincidencia común estriba en la utilización de los rendimientos anormales significativos (RAMs) como parámetro a explicar por las variables fundamentales seleccionadas. El modelo al cual hacemos referencia tiene la siguiente estructura:

$$\begin{aligned}
RAM_{j,\tau} = & \alpha + \beta_{PODAC} \cdot PODAC_{j,\tau} + \beta_{TAMJUN} \cdot TAMJUN_{j,\tau} + \beta_{CONEJE} \cdot CONEJE_{j,\tau} \\
& + \beta_{CONINDE} \cdot CONINDE_{j,\tau} + \beta_{DIRPRES} \cdot DIRPRES_{j,\tau} + \beta_{ENDE} \cdot ENDE_{j,\tau} \\
& + \beta_{SOLV} \cdot SOLV_{j,\tau} + \beta_{ROA} \cdot ROA_{j,\tau} + \beta_{ROE} \cdot ROE_{j,\tau} + \beta_{CAPBUR} \cdot CAPBUR_{j,\tau} \\
& + \beta_{BTM} \cdot BTM_{j,\tau} + \epsilon_{j,\tau}
\end{aligned} \tag{1}$$

donde $RAM_{j,\tau}$ representa los rendimientos anormales medios (estimados por MCO) para la empresa j en la ventana de evento considerada τ , $\tau \in [t_1, t_2]$; α representa el intercepto (término constante) de la regresión; las $\beta_j \forall j = PODAC, TAMJUN, CONEJE, CONINDE, DIRPRES, ENDE, SOLV, ROA, ROE, CAPBUR$ y BTM , representan los valores estimados de los coeficientes de regresión minimocuadráticos en sección cruzada para las variables fundamentales; y $\epsilon_{j,\tau}$ representa la perturbación aleatoria independiente e igualmente distribuida mediante una $N(0, \sigma_{j,\tau}^2)$. Posteriormente, medimos la significatividad de los coeficientes β_j a través del contraste individual de Wald y como

estadístico robusto realizamos el contraste conjunto de coeficientes de regresión iguales entre sí e iguales a cero, con el contraste conjunto de Wald. Medimos la bondad del ajuste de la regresión a través del R^2 ajustado.

Los estadísticos facilitados en la Tabla 2 nos ofrecen una panorámica descriptiva de los datos considerados para las 96 empresas estudiadas. Destaca el rechazo del contraste de normalidad de Jarque-Bera para la mayoría de las variables fundamentales, siendo significativas (al 1%) todas las asociadas a la rentabilidad del director versus accionista. Uno de los valores que más resalta es el asociado al porcentaje de participación en la empresa por parte de los cargos ejecutivos (PODAC) que presentan un valor medio del 26.41%. Curiosamente, este valor está por encima del valor documentado para los mercados anglosajones como el estadounidense (entre el 10.6% y 12.4%, véase Cho, 1998) y el británico (entre 13.3% y 16.7%, véase Short y Keasy, 1999). Estos primeros resultados nos indican que el mercado de capitales español se caracteriza por una elevada concentración de la propiedad. De acuerdo con varios estudios que analizan la relación existente entre los gestores del capital de las empresas y los rendimientos de la misma (véase, por ejemplo, Morck, Shleifer y Vishny, 1988; Hermalin y Weisbach, 1991; Fernández, Gómez y Fernández, 1998 y Himmelberg, Hubbard y Palia, 1999), cabe esperar una relación negativa entre la variable PODAC y los rendimientos anormales estimados.

Tabla 2

Estadísticos descriptivos de las variables fundamentales

Variables	N	Media	Mínimo	Máximo	DS	Kurtosis	Jarque-Bera
PODAC	96	26.41	0.00	95.34	26.82	2.29	9.44**
TAMJUN	96	1.04	0.69	1.38	0.13	2.72	0.49
CONEJE	96	20.70	0.00	76.92	13.45	5.36	38.21**
CONINDE	96	36.54	0.00	87.50	18.10	3.32	2.89
ENDE	96	57.57	6.22	96.97	25.23	2.03	4.08
SOLV	96	2.48	1.03	16.07	2.23	17.76	974.78**
ROA	96	4.71	-10.80	61.86	0.10	14.24	589.52**
ROE	96	16.02	-154.78	175.53	36.13	14.29	474.84**
CAPBUR	96	9.14	7.33	11.02	0.78	2.70	0.34
BTM	96	7.60	0.11	54.35	0.0981	11.50	372.25**
Empresas con ficticia= 1							
DIRPRES	96	27.08%					

La muestra está formada por 96 empresas pertenecientes a los distintos sectores de la economía que cotizan en el mercado de capitales español para el ejercicio 2008. La agrupación sectorial se realiza siguiendo la propuesta de la Sociedad de Bolsas.

Nivel de significatividad de los contrastes: 10% (^), 5% (*) y 1% (**).

Por otro lado, señalar que el porcentaje de consejeros ejecutivos (CONEJE) no es muy elevado (20.70%) y posiblemente esto sea en respuesta a las recomendaciones del Código Olivencia de 1997 que establece como buena práctica el disponer de una proporción de cargos ejecutivos internos moderada (véase Fernández, Gómez y Cuervo (2004)).

Esto sugiere que cada vez más las empresas optan por acudir al servicio de los consejeros externos (CONINDE) teniendo un peso total, en término medio, del 36.54% (proporción mucho mayor de consejeros externos respecto a los internos). Para ambas variables se espera una relación positiva respecto a los rendimientos anormales. Observamos que solamente para el 28.07% de las empresas el

director ejecutivo y el presidente de la junta recae sobre el mismo individuo. En consecuencia, la configuración de los consejos suele suscitar controversias y problemas de diverso índole: uno de ellos sería el tamaño del mismo y otro la coincidencia de estos dos perfiles directivos en un mismo sujeto (véase Rosentein y Wyatt, 1990; Jensen, 1993 y Kose y Lema, 1998).

Especial atención requiere el valor medio del apalancamiento (ENDE) dado que proporciona cifras elevadas, del orden del 57.57%, y como se ha documentado en gran parte de la literatura financiera (véase Jensen, 1986; Hart y Moore, 1995 y Lang, Ofek y Stulz, 1996), su efecto sobre las rentabilidades, en este caso anormales, suelen ser de signo negativo.

Por otro lado, en la Tabla 3, apreciamos que la variable BTM está correlacionada negativa y significativamente (al 1%) prácticamente con todas las variables (excepto con CONINDE cuya relación es positiva), aunque sus valores en el mejor de los casos alcanza el -0.387.

Tabla 3

Correlaciones bivariantes de gobierno corporativo

	PODAC	TAMJUN	CONEJE	CONINDE	ENDE	SOLV	ROA	ROE	CAPBUR	BTM
PODAC	1.000									
TAMJUN	-0.225	1.000								
CONEJE	0.376**	-0.222^	1.000							
CONINDE	-0.247**	-0.110	-0.083	1.000						
ENDE	0.168^	0.180*	0.127	-0.024	1.000					
SOLV	-0.094	-0.099	-0.002	0.100	-0.377**	1.000				
ROA	-0.043	-0.007	-0.030^	-0.223*	-0.014	-0.087	1.000			
ROE	0.007	0.154^	-0.153^	-0.151^	0.111	-0.045	0.449**	1.000		
CAPBUR	-0.264	0.666**	-0.078	0.102	0.333**	-0.159^	0.097	0.335**	1.000	
BTM	-0.168**	-0.307**	-0.094	0.277**	-0.279**	0.046	-0.249**	-0.274**	-0.387**	1.000

En esta Tabla se detallan los coeficientes de correlación y su nivel de significatividad..

Nivel de significatividad de los contrastes: 10% (^), 5% (*) y 1% (**).

Las variables TAMJUN y CAPBUR son las que muestran el mayor nivel de correlación significativa (al 1%) y positiva (0.666), por tanto tal parece que el tamaño de la junta directiva, está estrechamente relacionada con el valor de mercado de la empresa. Las rentabilidades ROA y ROE, como era de esperar, también muestran unos valores de correlación elevados, positivos y significativos (al 1%) del 0.449.

2.2. Datos y metodología de estimación de los rendimientos anormales

Los datos que conforman la muestra están referidos a empresas que cotizan en el mercado de capitales español, para el período que abarca desde enero hasta septiembre de 2008. Dado que pretendemos medir el efecto del anuncio de la bancarrota de Lehman Brothers y siguiendo la metodología de *Event Study*⁴, establecemos diferentes espacios temporales. El primero, la fecha del evento (t_0), coincide con el mismo anuncio de la bancarrota del 15 de septiembre de 2008, publicado en el periódico *Wall Street Journal*. El segundo, el período de evento ($[t_{-7}, t_{+7}]$) que va desde el 4 de septiembre al 24 de septiembre de 2008, constituido por un total 15 días negociados, 7 por encima y por debajo de t_0 , así podemos contrastar la capacidad del agente económico de anticipar los cambios en los precios de los

⁴ Véase Whittington *et al.* (2009) para comprender mejor como se implementa esta técnica.

activos financieros por este predecible hecho económico; pero también podremos medir la reacción post-bancarrota al seleccionar una ventana posterior a t_0 . Finalmente, como período de estimación hemos seleccionado la ventana que va desde el 2 de enero hasta el 1 de septiembre de 2008, ($[t_{247}, t_{14}]$), con la finalidad de poder aislar el evento objeto de estudio de otros eventos que pudieran directa o indirectamente afectar de forma relevante al precio de los activos cotizados. Hemos suprimido todas las empresas que se han visto sometidas a “operaciones especiales” que en el intervalo (t_{-3}, t_{+3}) pudieran coincidir con el anuncio de la bancarrota de Lehman Brother y pudieran enmascarar la significatividad de los rendimientos anormales obtenidos, de manera que dificultara diferenciar exactamente qué hechos económicos pudieran explicarlos. Entendemos como “operaciones especiales” todas aquellas que han sido catalogadas a tal efecto en la literatura financiera, como son: anuncios de reparto de dividendos, ampliaciones/reducciones de capital, anuncio de OPAs, ausencia de datos intermedios de cotización, etc. La muestra inicial la integra un total de 123 empresas cotizadas, de las cuales hemos desechado un total de 27 por estar afectadas por alguna de estas “operaciones especiales”, siendo la muestra definitiva por un total de 96 empresas.

Para el cálculo de los excesos de los rendimientos hemos extraído las series de precios diarios a fecha de cierre de la base INTERTELL totalmente ajustados por dividendos, ampliaciones/reducciones de capital y derechos preferentes de suscripción para el mercado continuo español. La tasa de interés libre de riesgo para calcular los excesos de rendimientos son las operaciones de compraventa simple al contado (por plazos) sobre Bonos del Estado de 1 a 2 años, proporcionada por la base de datos del BANCO DE ESPAÑA. Como proxy a la cartera de mercado hemos tomado la serie de precios diarios del Ibex-35 (fuente: THOMSON ONE BANKER) y hemos calculado los excesos de sus rendimientos con la tasa libre de riesgo anteriormente facilitada. Los datos contables necesarios para construir las series y poder estimar el modelo de regresión de variables fundamentales, se han obtenido fundamentalmente de la base de datos de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV), adicionalmente de la base de datos SABI y de los archivos de la web de la Bolsa de Madrid. Los datos seleccionados provienen de los estados financieros de las empresas de la muestra a 31 de diciembre de 2007.

Por otro lado, la metodología propuesta tiene como finalidad identificar si se producen rendimientos anormales significativos ante el anuncio de la bancarrota del grupo Lehman Brothers para la ventana de evento. Elegimos la metodología de *Event Study*⁵ puesto que dada la idiosincrasia del estudio, nos permite cuantificar los efectos de este hecho económico en la evolución de los rendimientos de los activos cotizados, centrándonos principalmente en el efecto estacional producido por la obtención de rendimientos anormales.

A priori, y tras estudiar las series detectamos estructura dinámicas especialmente en varianzas (véase Tabla 4) y ello nos conduce a estimar nuestros rendimientos con un modelo de varianza condicional *GARCH(1,1)* para el período de estimación⁶. Los resultados de la Tabla 4 permiten rechazar para casi todas las empresas la normalidad de las series de los rendimientos con una significatividad del 5%. Se aprecia a través de los contrastes Q de Ljung-Box la presencia de estructuras dinámicas en medias de forma moderada y en varianzas de forma mucho más acusada para un nivel de significatividad del 5%.

Realmente el dato de interés son los RAMs, que resultan de agregar y promediar los rendimientos anormales de las distintas empresas consideradas para cada día del periodo del evento. Esta serie es la que utilizaremos para realizar la regresión de las variables fundamentales.

⁵ Otros trabajos que aplican esta técnica: Farinós (2001), García e Ibañez (2001), Vidal y García (2003), Fernández, Gómez y Cuervo (2004), Cabal, Fernández y Rodríguez (2008) y Del Brío y De Miguel y Tobar (2010).

⁶ En los trabajos de Gómez-Sala (2001), Del Brío, Perote y Pindado (2003) y Font y Grau (2007), estiman los rendimientos mediante un modelo *GARCH*.

Tabla 4

Estadísticos descriptivos de los excesos de los rendimientos

Panel A : Estadísticos descriptivos para el sector financiero (N=20)

	Bancos (N=9)			Resto (N=11)				Resto (N=11)			
	J-B	Q(36)	Q ² (36)	J-B	Q(36)	Q ² (36)		J-B	Q(36)	Q ² (36)	
BBVA	35.486**	5.849	4.538	ALB	22.224**	7.604	14.556**	SPS	8.737*	9.766*	10.830**
BKT	5.602^	6.656	18.583**	BME	0.113	3.769	4.769	ZEL	87.365**	6.808	7.808**
BTO	4.788^	7.112	8.497	CDR	635.131**	4.559	9.632**				
BVA	13.07*	2.425	1.462	DIN	5.821^	4.825	3.413				
GUI	2.318	7.682	23.107**	GCO	8.421*	5.632	17.559**				
PAS	27.698**	9.619	16.571**	ISUR	67.318**	6.088*	7.473**				
POP	21.030**	5.784	6.784**	MAP	11.762**	1.401	438				
SAB	46.225**	2.942*	9.547**	REY	24.531**	1.621	3.658				
SAN	25.425**	6.574	3.647	SNC	39.218**	8.706	24.131**				

Panel B : Estadísticos descriptivos para el sector no financiero (N=76)

	Bancos (N=9)			Resto (N=11)				Resto (N=11)			
	J-B	Q(36)	Q ² (36)	J-B	Q(36)	Q ² (36)		J-B	Q(36)	Q ² (36)	
A3TV	2.783	3.046	3.101	FAE	12.296**	6.407	17.729**	PSG	10.824**	10.332	22.571**
ABE	5.464^	5.149*	19.147**	FCC	1.490	8.344	7.643	PVA	5.750^	5.009	9.259**
ABG	0.222	6.787	15.748	FDR	0.426	2.274	3.567	REE	16.830**	9.061^	18.591**
ACS	16.870**	4.005	10.787*	FRS	2.638	1.401	3.021	REN	2.356	11.453	20.356**
ACX	5.151^	14.874*	21.027**	FUN	42.723**	4.308	19.067**	RIO	5.505^	13.861*	20.870**
ADZ	5.316^	9.548	44.832**	GALQ	211.247**	6.338	31.702**	RLIA	0.490	8.535	24.675**
ALM	3.989	4.784	5.748	GAM	0.315	9.332*	15.762**	ROVI	0.881	3.771	5.591
ANA	1.317	6.146	8.417	GAS	12.822**	5.009	8.631	SED	2.832	5.133	8.260*
ASA	11.106**	1.978	3.784	GRF	3.447	3.299	1.446	SOL	13.927**	7.661	16.390**
BIO	265.618**	7.487	5.548	IBG	13.721**	9.061	28.393**	SOS	8.509*	4.879	11.811**
BMA	12.613**	9.481**	21.547**	IBLA	108.507**	11.453*	19.728**	TEC	38.263**	2.852	4.808
CAF	23.986**	4.158	9.416*	IBR	8.131*	8.136	10.003**	TEF	25.742**	8.361	36.511**
CBAV	61.973**	2.448	2.231	IDO	183.490**	7.598	2.863	TL5	0.233	9.355*	22.571**
CEP	24.443**	8.210^	29.178**	IDR	7.150*	2.022	3.989	TRE	0.668	5.032	10.440**
CIE	8.929*	10.602	20.513**	ITX	4.510	6.173^	20.171**	TRG	12.467**	3.322	3.255
CLEO	383.803**	3.966	10.571**	JAZ	15.925**	7.811	16.772**	TUB	0.368	9.084	19.772**
CRI	6.769*	7.598	4.671	LGT	1.788	5.029	11.811**	UBS	39.233**	11.476	21.537**
CUN	13.431**	4.070	4.125	MCM	2.262	2.103	4.808	UPL	5.382	5.045	9.734**
DERM	6.560*	6.173	20.171**	MDF	2.790	878	3.754	URA	11.975**	5.852	17.779**
DGI	46.793**	7.811	16.772**	MTB	15.051**	6.135	17.799**	VER	43.561**	6.308	7.693**
EBRO	0.337	15.725	20.242**	MVC	185.942	8.072*	15.787**	VID	22.084**	1.621	3.658
ECR	0.609	2.784	4.784	NAT	1.089	4.237	6.012	VIS	4.862^	8.706	24.131**
ELE	14.437**	5.635	4.963	NEA	14.677**	1.395	2.317	ZNC	762.648**	9.766*	10.830**
ENC	3.834	6.997	7.632**	NHH	15.177**	4.302	3.754	ZOT	9.366**	2.254	5.784
ENG	7.320*	2.829	2.999	NTC	0.093	7.680	14.964**				
EZE	111.077**	1.150	3.684	OHL	0.178	8.511	16.511**				

Los estadísticos facilitados son: J-B, el contraste de normalidad de Jarque-Bera, Q(r), el contraste Q de Ljung-Box para "r" retardos en media (para r=36) y Q²(r), el contraste Q de Ljung-Box para "r" retardos en los cuadrados (varianza). Los tickers identificativos son los correspondientes en la Bolsa española.

Nivel de significatividad de los contrastes: 10% (^), 5% (*) y 1% (**).

Tomando los RAMs se pueden construir estadísticos que permitan contrastar la hipótesis nula de ausencia de rentabilidades anormales frente a la hipótesis alternativa de rentabilidades anormales significativamente no nulas. En la literatura financiera el contraste más utilizado es el estadístico de portfolio. La siguiente alternativa es el contraste propuesto por Dood y Warner (1983). Estos

contrastes se consideran paramétricos pero cabe recordar que nuestras series de excesos de rendimientos rechazan el test de normalidad de Jarque-Bera (véase Tabla 2) por tanto convendría utilizar otro contraste no paramétrico para analizar la solidez de los resultados de los contrastes anteriores. Nos decantamos por el contraste de Corrado (1989) que nos permite evitar los problemas derivados de la falta de normalidad en las rentabilidades, ya que no precisa que se distribuyan simétricamente respecto a su media.

2.3. Metodología de componentes principales en la discriminación de las variables fundamentales. Estudio robusto.

Los parámetros explicativos considerados en la ecuación (1), podrían provocar problemas de multicolinealidad y por tanto obtener resultados que nos conduzcan a emitir conclusiones finales bastante sesgadas. Esto suele suceder cuando en el modelo de regresión se introducen variables que pueden guardar un alto grado de interrelación entre ellas debido por una duplicidad en la información que proporcionan. La práctica habitual para controlar esta problemática estima distintos modelos de regresión de manera que de forma selectiva se van excluyendo aquellas variables (véase, p.e., Fernández, Gómez y Cuervo, 2004 y García y Martínez, 2005) que guardan un elevado grado de correlación significativa. En el caso que nos aborda las variables TAMJUN, CAPBUR, ROA, ROE y BTM guardaba un elevado grado de correlación significativa.

En este trabajo proponemos otra alternativa econométrica mucho más robusta que consiste en identificar aquellas variables que son transcendentales implementando la técnica de los componentes principales del análisis factorial (coincidiendo con Prado, García y Gallego, 2009). Esta metodología parte de unos contrastes propios que permiten evaluar si hay indicios de problemas de multicolinealidad, esto es, el contraste de KMO (medida de Kaiser-Meyer-Olkin) y la prueba de esfericidad de Barlett. El primero de ellos (KMO) contrasta si las correlaciones parciales son pequeñas, por tanto, si el estadístico fuera elevado (≥ 0.5) estaría corroborando que podría haber severos problemas de multicolinealidad; el segundo (Barlett) contrasta si la matriz de correlaciones es una matriz identidad como hipótesis nula, es decir, que las variables están incorreladas, por tanto, en caso de aceptarse esta hipótesis indicaría que el modelo factorial es inadecuado. Los resultados apuntan que llevar a cabo el estudio factorial es aconsejable ya que el contraste de KMO (0.551) supera el estándar y la prueba de Barlett (213.601) se rechaza para una significatividad del 1%.

Seguidamente el procedimiento factorial muestra que la variable CAPBUR es la peor explicada (el modelo sólo es capaz de reproducir el 89% de su variabilidad original) frente a las restantes variables que son cercanas al 98%. La matriz de componentes rotados indica que la variable asociada al valor de mercado de la empresa (CAPBUR) sería la variable más prescindible ya que presenta el valor más reducido respecto al resto de variables, por tanto, el procedimiento de componentes principales nos anticipa que el elevado grado de correlación significativa entre las otras variables (TAMJUN, ROA, ROE y BTM) no supondría problema econométrico alguno.

3. Resultados empíricos

Dedicamos esta Sección para cuantificar por un lado si existen rendimientos anormales significativos para las empresas cotizadas en el mercado de capitales español y por otro, la contribución del conjunto de variables fundamentales en la explicación de las mismas. Para ello y previo a estimar la ecuación (1), calculamos los rendimientos anormales mediante la metodología de *Event Study* y contrastamos los resultados mediante los contrastes enunciados en la Sección 2.2.

3.1. Efectos en la valoración de las rentabilidades frente al anuncio de la bancarrota de Lehman Brothers

Los resultados se presentan en la Tabla 5 y nos indican que haciendo la valoración día por día para la ventana de evento (15 días en total) la mayoría de los valores observados para RAM son positivos pero no se obtienen rendimientos anormales significativos asociados a una fecha en particular para ninguna de las tres agrupaciones.

Tabla 5

Rendimientos anormales en torno al anuncio de la bancarrota de Lehman Brothers

Rendimientos anormales medios y contrastes para la muestra y submuestras

Panel A: muestra completa (N=96)					Panel B: sector no financiero (N=76)			
t	RAM _t ⁰	Contraste Portfolio	Contraste Dood-Warner	Contraste Corrado	RAM _t ¹	Contraste Portfolio	Contraste Dood-Warner	Contraste Corrado
-7	0.008473	0.266	0.304	0.331	0.008652	0.272	0.301	0.328
-6	0.007529	0.236	0.286	0.187	0.008322	0.261	0.315	0.212
-5	-0.009177	-0.288	-0.342	-0.315	-0.01163	-0.366	-0.439	-0.412
-4	0.004595	0.144	0.163	0.095	0.003898	0.122	0.126	0.073
-3	0.003411	0.107	0.119	0.058	0.003804	0.119	0.137	0.070
-2	0.001296	0.041	0.064	0.091	0.001630	0.051	0.089	0.116
-1	-0.016639	-0.523	-0.646	-0.619	-0.01760	-0.553	-0.669	-0.642
0	0.016769	0.527	0.644	0.671	0.017778	0.558	0.712	0.739
1	0.003310	0.104	0.136	0.055	0.001592	0.050	0.059	0.001
2	-0.002510	-0.079	-0.024	0.003	-0.00279	-0.088	-0.012	0.015
3	-0.019777	-0.621	-0.649	-0.670	-0.02255	-0.709	-0.746	-0.758
4	-0.020888	-0.656	-0.646	-0.619	-0.02496	-0.784	-0.781	-0.754
5	-0.006222	-0.195	-0.207	-0.181	-0.00574	-0.180	-0.201	-0.174
6	0.001394	0.044	0.095	-0.005	0.000342	0.011	0.053	-0.038
7	0.004276	0.134	0.116	0.085	0.003528	0.111	0.069	0.062

Panel C: sector financiero (N=20)								
t	Bancos (N=9)				Resto (N=11)			
	RAM _t ²	Contraste Portfolio	Contraste Dood-Warner	Contraste Corrado	RAM _t ³	Contraste Portfolio	Contraste Dood-Warner	Contraste Corrado
-7	-0.003938	-0.124	-0.176	-0.149	0.015992	0.502	0.656	0.683
-6	-0.002013	-0.063	-0.048	-0.112	0.009376	0.294	0.340	0.245
-5	0.015290	0.480	0.621	0.648	-0.011349	-0.356	-0.426	-0.399
-4	0.012900	0.405	0.561	0.356	0.003026	0.095	0.112	0.046
-3	-0.000233	-0.007	-0.001	-0.056	0.003580	0.112	0.095	0.063
-2	-0.003098	-0.097	-0.177	-0.150	0.002336	0.073	0.080	0.107
-1	-0.009058	-0.284	-0.357	-0.330	-0.016071	-0.505	-0.708	-0.681
0	0.024945	0.783	0.748	0.775	0.005053	0.159	0.164	0.191
1	0.024647	0.774	0.865	0.725	-0.001152	-0.036	0.093	-0.085
2	-0.010459	-0.328	-0.492	-0.465	0.004697	0.148	0.226	0.253
3	0.010043	0.315	0.412	0.266	-0.023731	-0.745	-0.805	-0.794
4	0.032737	1.028	1.168	1.195	-0.033577	-1.055	-1.094	-1.067
5	-0.001814	-0.057	0.063	0.090	-0.012135	-0.381	-0.429	-0.402
6	0.002977	0.093	0.093	0.044	0.006604	0.207	0.345	0.158
7	0.011248	0.353	0.492	0.304	0.003933	0.124	0.133	0.075

En esta Tabla se facilitan los rendimientos anormales medios (RAM) asociados al anuncio de la bancarrota de Lehman Brothers en el mercado de capitales español, considerando la ventana $[t_7, t_{+7}]$ estudiando su efecto día a día. En la segunda columna se detallan el valor de los rendimientos anormales calculados a partir del modelo de mercado ajustado por un $GARCH(1,1)$. Para analizar la significatividad de los rendimientos anormales en las columnas 3, 4 y 5, se calculan los siguientes contrastes (H_0 : RAM=0 frente a H_1 : RAM \neq 0), respectivamente: dos paramétricos (test de portfolio y test de Dood y Warner (1983)) y otro no paramétrico (test de Corrado (1989)).

Nivel de significatividad de los contrastes: 10% (^), 5% (*) y 1% (**).

En la Tabla 6 ampliamos el estudio proveniente de la Tabla 5, acumulando los rendimientos anormales medios (RAMA) (calculados mediante la media aritmética de los rendimientos anormales) y nuevamente contrastamos la hipótesis nula de si los rendimientos anormales son iguales a cero. En este caso los resultados son bien distintos ya que se aprecia que para los intervalos (0,+7), (-4,+4) y (-7,+7), estas rentabilidades son significativamente no nulas (al 1%), concluyendo así que la bancarrota del grupo financiero considerado no ha pasado de largo por la bolsa española, como era de esperar.

Tabla 6

Rendimientos anormales acumulados en torno al anuncio de la bancarrota de Lehman Brothers

Rendimientos anormales medios acumulados y contrastes para la muestra y submuestras

Panel A: muestra completa (N=96)					Panel B: sector no financiero (N=76)			
t	RAMA ⁰	Contraste Portfolio	Contraste Dood-Warner	Contraste Corrado	RAMA ¹	Contraste Portfolio	Contraste Dood -Warner	Contraste Corrado
(-1,+1)	0.003439	0.108	0.134	0.114	0.001761	0.055	0.102	0.089
(-7,0)	0.016257	0.511	0.592	0.498	0.014836	0.467	0.572	0.603
(0,+7)	-0.023649	-0.743	-0.536	-0.618	-0.032818	-1.034	-0.846	-0.942
(-1,0)	0.020079	0.631	0.702	0.571	0.000169	0.005	0.043	0.013
(0,+1)	-0.030433	-0.956	-0.889	-0.761	0.019370	0.610	0.770	0.817
(-4,+4)	-0.030433	-0.956	-0.840	-0.921	-0.039221	-1.235	-1.086	-1.154
(-7,+7)	-0.024161	-0.759	-0.588	-0.972	-0.035759	-1.126	-0.986	-0.984

Panel C: sector financiero (N=20)								
t	Bancos (N=9)				Resto (N=11)			
	RAMA ²	Contraste Portfolio	Contraste Dood-Warner	Contraste Corrado	RAMA ³	Contraste Portfolio	Contraste Dood-Warner	Contraste Corrado
(-1,+1)	0.040534	1.277	1.312	1.025	-0.012170	-0.383	-0.450	-0.345
(-7,0)	0.034795	1.096	0.984	1.007	0.011943	0.376	0.312	0.402
(0,+7)	0.094324	2.971**	2.815**	2.787**	-0.050306	-1.585	-1.366	-1.418
(-1,0)	0.015887	0.500	0.509	0.515	-0.011018	-0.347	-0.544	-0.541
(0,+1)	0.049592	1.562	1.678	1.784	0.003901	0.123	0.258	0.184
(-4,+4)	0.082424	2.596**	2.784**	2.674**	-0.055838	-1.759	-1.836	-1.468
(-7,+7)	0.104174	3.281**	3.168**	3.187**	-0.043416	-1.368	-1.218	-1.412

En esta Tabla se facilitan los mismos datos que en la Tabla 5 pero ahora para los valores acumulados de los rendimientos anormales y los contrastes pasan a ser: H_0 : RAMA=0 frente a H_1 : RAMA \neq 0.

Nivel de significatividad de los contrastes: 10% (^), 5% (*) y 1% (**).

En general (véase Tabla 6: Panel B) se obtiene que el 10.42% de los rendimientos son anormales y positivos de forma agregada para toda la extensión de la ventana de evento, $[t_{-7}, t_{+7}]$. Los contrastes de cartera y Dood y Warner (1983) son significativos (al 1%) en ambos casos y el contraste de Corrado (1989) también es significativo (al 1%), por tanto se confirma que la ausencia de normalidad es lo bastante moderada como para no distorsionar nuestros resultados.

Cabe destacar que estas rentabilidades son significativas única y exclusivamente para el subgrupo de bancos dentro del sector financiero, confirmándose así nuestras premisas, no pudiendo hacer extensibles estas mismas conclusiones al resto de sectores que rechazan la significatividad de las rentabilidades anormales (véase Tabla 6: Paneles A y B). Los resultados del Panel C son coherentes con el sentido común y nuestras hipótesis de partida que mantenían que era de esperar encontrar rendimientos anormales en torno a la fecha del anuncio de la bancarrota de Lehman Brothers, dado que la prensa nacional e internacional se hizo eco de los efectos devastadores si la misma se producía

y de sus posibles consecuencias sobre la cotización de los activos financieros en el mercado internacional de capitales, especialmente en las instituciones financieras.

Conviene hacer un estudio más pormenorizado de estas significatividades para toda la ventana de evento y ello es posible dado que existen otras subventanas ($[t_0, t_{+7}]$ y $[t_{-4}, t_{+4}] \subset [t_{-7}, t_{+7}]$) que nos permiten inferir y matizar estos resultados de talante general. Particularmente, para el intervalo (-4,+4), 9 días en total, también se observan rendimientos anormales significativos (al 1%) pero dado que su rango es menor, es de esperar que la proporción de estos fuera más reducido. Efectivamente, al reducir la extensión de días en tres por arriba y tres por debajo, pasamos del 10.42% a obtener un 8.24% de rendimientos anormales positivos significativos (al 1%). Finalmente, el último intervalo significativo (al 1%) es (0,+7), 8 días en total, y es sin ningún género de dudas, la subventana que arroja la información más relevante, es decir, el 9.43% de los rendimientos anormales son significativos (al 1%) y similares en cuantía a la ventana completa pese a acumular 7 días menos.

En consecuencia, se intuye que los inversores no han sabido anticipar los efectos de esta bancarrota⁷ y si en cambio, se han hecho eco de las noticias hechas públicas a partir del 15 de septiembre de 2008 dado que la ventana post-evento, $[t_0, t_{+7}]$, prácticamente concentra todos rendimientos anormales observados.

Ante la evidencia podemos concluir que para el mercado de capitales español el anuncio de la bancarrota de Lehman Brothers ha generado rentabilidades anormales positivas y significativas una vez conocida la noticia. Los inversores no supieron anticiparse a la misma pero en cambio, una vez que la bancarrota fue pública y notoria a nivel mundial, no tardaron en reaccionar trasladando sus temores a los precios de los activos cotizados, particularmente al sector constituido por la banca española.

3.2. Explicación en sección cruzada de las variables fundamentales de los rendimientos anormales

En esta sección pasamos a interpretar los resultados de la Tabla 7 que proporciona las estimaciones de la regresión para la ecuación (1) cuya finalidad es explicar si nuestras variables fundamentales tienen alguna participación activa en la significatividad de los rendimientos anormales positivos identificados en la Sección 3.1. Tal y como se anticipó en la Sección 2.2, regresamos los datos siguiendo la metodología habitual que elimina de forma selectiva y simultánea las variables que muestran una elevada correlación (recuérdese TAMJUN, ROA, ROE, CAPBUR y BM⁸). Estos resultados se pueden ver en las regresiones de los modelos 1 al 5. El modelo 6 se corresponde con la regresión en que el análisis de componentes principales sugería prescindir únicamente de la variable CAPBUR. Tras analizar los resultados estadísticos de la Tabla 7: Panel A, concretamos que las variables asociadas a la rentabilidad (ROA y ROE) y la solvencia (SOLV) son no significativas (al 10%). Sucede lo mismo para el grupo de parámetros que hacen referencia al valor de mercado de la empresa tanto por su volumen de capitalización bursátil (CAPBUR) como por sus expectativas de crecimiento futuro medidas a través del *ratio book-to-market* (BTM); resultan ser no significativas (al 10%). La composición del consejo de administración (CONEJE y CONINDE) también ha proporcionado una nula capacidad explicativa de los rendimientos anormales. En consecuencia, el mercado parece no valorar este conjunto de características corporativas o dicho de otra forma, son parámetros que no ayudan a explicar las rentabilidades anormales observadas. No obstante, otros autores han obtenido valores significativos para alguna de estas variables. Por ejemplo, Fernández, Gómez y Cuervo (2004) obtienen que la variable CONEJE (BINT para ellos) es significativa (al 5%) y con signo positivo.

⁷ Téngase en cuenta que los rendimientos anormales para el intervalo (-7,0) no son significativos.

⁸ La variable BTM se elimina en todos los modelos regresados (excepto el 6) ya que estaba prácticamente correlacionada con todas las variables del estudio (superando en casi todos los casos el valor de 0.300).

Callao, Gasca y Jarne (2008) por su parte obtiene para la variable ROA (REN tal y como ellos la definen) un valor significativo (al 10%) con signo negativo. Monterrey y Sánchez (2008) para las variables CONINDE y CAPBUR (INDEPCONS y TAMAÑO en su definición) son significativas (al 1%) y con signos positivos. Prado, García y Gallego (2009) obtienen significatividades (al 5%) para la variable BTM (MTB) con un signo negativo, en cambio coincidimos con Dittmar, Mahrt-Smith y Servaes (2003) en comprobar que esta misma variable, BTM, no es significativa (al 10%), aunque en este caso para el mercado internacional.

Table 7

Regresión en sección cruzada para las variables fundamentales

Panel A: Coeficientes de regresión del modelo de variables fundamentales

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
C	-0.047728 (-0.761882)	-0.210673 [^] (-1.725899)	-0.053136 (-0.831928)	-0.211381 (-1.642468)	-0.166418 (-1.488900)	-0.186575 (-1.565418)
PODAC	0.062228 (1.603876)	0.084058** (1.979451)	0.063584 (1.631167)	0.084457 [^] (1.947905)	0.079182 [^] (1.699128)	0.081207 [^] (1.785749)
TAMJUN		0.054033 (0.451871)			0.104324 (1.214073)	0.112052 (1.223401)
CONEJE	-0.007005 (-0.111474)	0.002911 (0.051798)	-0.004109 (-0.060768)	-0.009497 (-0.144306)	0.013549 (0.150044)	0.017366 (0.276581)
CONINDE	-0.003382 (-0.066123)	0.003675 (0.066413)	0.003233 (0.070574)	-0.004658 (-0.099645)	0.017364 (0.267954)	0.014948 (0.304250)
DIRPRES	-0.068252** (-2.580903)	-0.071391** (-2.674651)	-0.069065** (-2.481983)	-0.072706** (-2.751590)	-0.070284** (-2.729753)	-0.067784** (-2.348326)
ENDE	0.045732** (-2.866326)	0.013180** (-2.971562)	0.045750** (-2.995370)	0.007874** (-2.897023)	0.034007** (-2.988971)	0.042398** (-2.843228)
SOLV	-0.003975 (-0.633997)	-0.006205 (-1.104258)	-0.004035 (-0.638302)	-0.006616 (-1.142554)	-0.004718 (-0.614406)	-0.004037 (-0.659128)
ROA			0.035678 (0.512314)		0.054534 (0.496119)	0.066471 (0.970394)
ROE			0.004323 (0.151674)	-0.005019 (-0.157483)		0.001437 (0.045625)
CAPBUR		0.013249 (0.774685)		0.020664 (1.593459)		
BTM						0.048906 (0.499281)
R ² ajustado	0.1445	0.1632	0.1462	0.1610	0.1615	0.1667

Panel B: Contrastes conjuntos para los coeficientes

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 4
$\alpha = \beta^{podac} = \beta^{coneje} =$ $\beta^{coninde} = \beta^{dirpres} =$ $\beta^{ende} = \beta^{solv} = 0$	5.2811**	$\alpha = \beta^{podac} = \beta^{coneje} =$ $\beta^{coninde} = \beta^{dirpres} = \beta^{ende} =$ $\beta^{solv} = 0$	4.8238**
			$\alpha = \beta^{podac} = \beta^{tamjun} =$ $\beta^{coneje} = \beta^{coninde} =$ $\beta^{dirpres} = \beta^{ende} = \beta^{solv} =$ $\beta^{capbur} = 0$
			4.4801**
	Modelo 5	Modelo 3	Modelo 6
$\alpha = \beta^{poda} = \beta^{coneje} =$ $\beta^{coninde} = \beta^{dirpres} =$ $\beta^{ende} = \beta^{solv} = \beta^{roe} =$ $\beta^{capbur} = \beta^{btm} = 0$	4.7619**	$\alpha = \beta^{podac} = \beta^{tamjun} =$ $\beta^{coneje} = \beta^{coninde} =$ $\beta^{dirpres} = \beta^{ende} = \beta^{solv} =$ $\beta^{roa} = \beta^{btm} = 0$	$\alpha = \beta^{podac} = \beta^{tamjun} =$ $\beta^{coneje} = \beta^{coninde} =$ $\beta^{dirpres} = \beta^{ende} = \beta^{solv} =$ $\beta^{roa} = \beta^{roe} = \beta^{btm} = 0$
			4.2947**

En el Panel A se suministran los coeficientes de regresión por MCO y entre paréntesis el test de Wald. La variable explicada son los rendimientos anormales medios (RAMs) y las variables explicativas son nuestras variables fundamentales. La bondad del ajuste se mide a través del R² ajustado. En el Panel B se detallan los contrastes conjuntos de Wald.

Nivel de significatividad de los contrastes: 10% ([^]), 5% (*) y 1% (**).

Junto a estos primeros resultados, apreciamos que la regresión que muestra un mayor nivel de R^2 ajustado es para el modelo 6 con una capacidad explicativa del 16.67%, coincidiendo así con el estudio factorial que apuntaba que el modelo más idóneo sería aquel que prescindiera solamente de la variable CAPBUR.

Afortunadamente, estos resultados no son extensibles al resto de las variables seleccionadas. La estructura de control medida por la proporción de acciones en poder de los cargos ejecutivos (PODAC) es significativa (al 10%) para casi todos los modelos de regresión (excepto los modelos 1 y 3 que no incorporan la variable CAPBUR). El signo de los coeficientes de regresión es positivo coincidiendo así con el valor que esperábamos obtener facilitado en la Tabla 1. Con estos resultados marcamos una primera diferencia con respecto a la literatura financiera (véase Fernández, Gómez y Cuervo (2004) y Callao, Gasca y Jarne (2008), que incorporan esta misma variable pero obtienen valores no significativos). Al mercado parece no serle indiferente el hecho de que el cargo de director ejecutivo y el de presidente de la junta, recaiga sobre el mismo individuo ya que la variable DIRPRES es significativa (al 1%) en todos los modelos. En este caso, el signo resultante del valor de coeficiente de regresión es negativo tal y como se había previsto, por tanto, los inversores penalizan los rendimientos cuando los dos perfiles se funden en uno solo. Así pues, coincidimos con Prado, García y Gallego (2009) aunque para un nivel de significatividad menor (5%) y signo (negativo), y con Callao, Gasca y Jarne (2008) aunque obtienen un porcentaje menor de significatividad (10%) pero divergimos con el signo del coeficiente (el suyo es positivo). El nivel de apalancamiento financiero (ENDE) que las empresas mantienen en su estructura financiera es otra de las magnitudes significativas (al 1%) para todos los casos, manteniendo la elevada significatividad en todos los modelos. Los coeficientes son positivos (al igual que en Monterrey y Sánchez (2008) pero para un nivel de significatividad menor, 5%) y contradice lo previsto en los estándares esperados. Asimismo, Fernández, Gómez y Cuervo (2004) también exhiben rentabilidades anormales significativas (al 5%) pero de signo negativo. Este efecto positivo en las rentabilidades obtenidas, podría encontrar justificación en el hecho de que el endeudamiento genera ahorros fiscales y consecuentemente posibilita el aumento de la rentabilidad de los proyectos de inversión, generando riqueza y trasladándose a los precios en bolsa. En cuanto a la hipótesis de que todos los coeficientes beta sean iguales entre sí e iguales a cero, en la Tabla 7: Panel B, se exhiben resultados que nos permiten aseverar que conjuntamente (a través del contraste conjunto de Wald) los coeficientes son no nulos y por tanto en ellos subyace un mayor o menor grado de capacidad explicativa que ya ha sido corroborada en los resultados del Panel A.

A tenor de las evidencias encontradas, los rendimientos anormales significativos y positivos, en parte, son debidos a la influencia de un grupo de variables de gobierno corporativo y del apalancamiento financiero. Tanto la gestión en la dirección y la presidencia de los consejos (coincidentes en el mismo sujeto), así como el porcentaje de participación en la empresa por parte de la junta directiva y finalmente el nivel de endeudamiento, han contribuido a generar rentabilidades anormales positivas concentradas en torno al anuncio de la bancarrota de Lehman Brothers.

4. Conclusiones

En este trabajo se ha analizado el comportamiento de los precios de los activos cotizados en la bolsa española desde enero a septiembre de 2008 en un contexto donde la crisis financiera ha tenido consecuencias directas en todos los mercados de capitales mundiales, siendo nuestro foco de atención estudiar cómo reaccionan los activos financieros españoles frente al anuncio de la bancarrota del grupo Lehman Brothers.

Muchos son los trabajos que han intentado argumentar sobre las causas de esta crisis y gran parte de ellos coincide en señalar que los órganos de gobierno de las empresas financieras han tomado decisiones bastante arriesgadas y en algunos casos erróneas cuyas consecuencias directas se

trasladaron a los inversores poniendo en peligro sus intereses. Por su parte, los consejos de administración de las empresas tomaron también decisiones muy comprometidas que no han hecho más que agudizar esta situación de crisis. Atendiendo a estas razones, cabía esperar que las políticas financieras llevadas a cabo en el seno empresarial deberían tener efectos sobre la evolución de los rendimientos de los activos financieros, registrándose valores anormales, en nuestro caso generados en torno a la bancarrota del grupo Lehman. Por tanto identificar un conjunto de variables fundamentales que permitan analizar a la par que explicar la significatividad de estas rentabilidades anormales, acaparan en este trabajo una especial atención.

Para poder contrastar la significatividad de una colección de variables fundamentales representativas de gobierno corporativo y demás (endeudamiento, solvencia, rentabilidad, valor de mercado, etc) regresamos en sección cruzada un modelo econométrico que integra estos parámetros cuya variable explicada son los rendimientos anormales significativos obtenidos previamente implementando la metodología de *Event Study*. A diferencia de la literatura financiera enmarcada en esta línea que estima los rendimientos por MCO, en nuestro caso aplicamos la metodología *GARCH* que permite eliminar la problemática de las series financieras de frecuencia diaria (heterocedasticidad, autocorrelación, etc) y por tanto obtener unos estimadores mucho más eficientes. El estudio se traslada a todos los sectores de la economía española pero los resultados obtenidos muestran que únicamente se registran rendimientos anormales significativos (al 1%) y positivos para el sector vinculado a las entidades financieras (solo los bancos) siendo las posibles causas que explican estas significatividades, las siguientes:

- (i) *La estructura de control medida por la proporción de acciones en poder de los cargos ejecutivos es significativa y positiva (al 10%), desvinculándonos así de los resultados publicados por otros autores que aseveran que este parámetro no es relevante (Fernández, Gómez y Cuervo (2004) y Callao, Gasca y Jarne (2008)). En consecuencia, los inversores españoles parecen valorar positivamente el hecho de que los mismos gestores también sean a la vez propietarios de parte de la empresa.*
- (ii) *La coincidencia en el mismo individuo de los cargos de director ejecutivo y el de presidente de la junta también ha contribuido a explicar los rendimientos anormales significativos (al 1%) siendo valorados negativamente por el mercado, esto es, los inversores penalizan los rendimientos del sector bancario cuando estos perfiles se integra en uno solo, coincidiendo así con Prado, García y Gallego (2009) y Callao, Gasca y Jarne (2008) (aunque con signo contrario).*
- (iii) *El nivel de endeudamiento es la tercera variable que también es significativamente no nula (al 1%) y positiva. Esta variable se podría perfilar como el posible parámetro que notablemente ha contribuido a explicar los rendimientos anormales (al igual que Fernández, Gómez y Cuervo (2004) aunque negativamente). Dado que nuestro signo es positivo, el inversor toma el apalancamiento como un factor que afecta positivamente a los rendimientos, posiblemente justificado por el hecho de que para un nivel no excesivo de endeudamiento, posibilita que las rentabilidades de los proyectos de inversión sean mucho mayores dados los ahorros fiscales que se derivan de las rentas que retribuyen a los recursos ajenos.*

En resumen, se presentan claras evidencias en el presente trabajo sobre las consecuencias más directas de la crisis financiera en general, y particularmente por el anuncio de la bancarrota de Lehman Brothers generando rentabilidades anormales positivas y significativas en el seno de las instituciones financieras españolas. Basándonos en los resultados empíricos concluimos afirmando que algunas variables de gobierno corporativo y en especial el nivel de endeudamiento, justifican debidamente estos rendimientos anormales.

Referencias

- Aguilera, R.V. (2005): "Corporate governance and director accountability: an institutional comparative perspective", *British Journal of Management*, 16(1). pp. 39-53.
- Andrés, P.; Azofra, V., y Rodríguez, J.A. (1997): "Endeudamiento, oportunidades de crecimiento y estructura contractual: un contraste empírico para el caso español", *Actas de las XIII Jornadas de Economía Industrial*, Madrid.
- Azofra, V.; Andrés, P., y López, F. (1999): "Corporate boards in OECD countries: composition, compensation, committee structure and effectiveness", *Mimeo*, Universidad de Valladolid.
- Bacon, J. y Brown, J. (1974): "Corporate directorship practices: role, selection and legal status of the board", a joint research report from the Conference Board and the American Society of Corporate Secretaries Inc., New York, NY.
- Berger, P.G.; Ofek, E., y Yermarck, D.L. (1997): "Managerial entrenchment and capital structure decisions", *Journal of Finance*, 52. pp. 1411-1438.
- Bird, A.; Buchanan, R., y Rogers, P. (2004): "The seven habits of an effective board", *European Business Journal*, 16(3). pp. 128-132.
- Cabal, E.; Fernández, E., y Rodríguez, M.C. (2008): "Efectos Económicos de la Constitución de los Comités de Auditoría", *Revista de Contabilidad*, 10(2). pp. 103-126.
- Callao, S.; Gasca, M.M., y Jarne, J.I. (2008): "Gobierno corporativo y deficiencias de la información contable", *Revista de Contabilidad*, 10(1). pp. 133-156.
- Capon, N., Farley, J., y Hoenig, S. (1996): *Toward an Integrated Explanation of Corporate Financial Performance*, Kluwer, Boston, MA.
- Chaganti, R., y Damanpour, F. (1991): "Institutional ownership, capital structure and firm performance", *Strategic Management Journal*, 12. pp. 479-491.
- Chi, T. (2010): "Corporate competitive strategies in a transitional manufacturing industry: an empirical study", *Management Decision*, 48(6). pp. 976-995.
- Cho, M. H., (1998): "Ownership Structure, Investment and the Corporate Value: An Empirical Analysis", *Journal of Financial Economics*, 47. pp. 103-121.
- Combined Code (2003): *The Combined Code on Corporate Governance*, Financial Reporting Council, London.
- Conger, J.A., Lawler, E. y Finegold, D.L. (2001): *Corporate Boards: New Strategies for Adding Value at the Top*, Jossey-Bass Inc., San Francisco, CA.
- Canyon, M.; Judge, W.Q., y Useem, M. (2011): "Corporate Governance and the 2008-09 Financial Crisis", *Corporate Governance: An International Review*, 19(5). pp. 399-404.
- Cornett, M., y Travlos, N. (1989): "Information effects associated with debt-for-equity and equity-for-debt exchange offers", *Journal of Finance*, 44. pp. 451-468.
- Corrado, C. (1989): "A Nonparametric Test for Abnormal Security Price Performance in Event Studies", *Journal of Financial Economics*, 23. pp. 385-395.
- Davis, J.H., Schoorman, D., Mayer, R.C., y HoonTan, H. (2000): "The trusted general manager and business unit performance: empirical evidence of a competitive advantage", *Strategic Management Journal*, 21. pp. 563-576.

- De la Rosa, S. (2006): "Cultivating the best board", *Internal Auditor*, 63(4). pp. 69-75.
- Del Brio, E.; Perote, J., y Pindado, J. (2003): "Measuring the impact of corporate investment announcements on shares prices", *Journal of Business Finance and Accounting*, 30(5). pp. 715-747.
- Dittmar, A.; Mahrt-Smith, J., y Servaes, H., (2003): "International corporate governance and corporate cash holdings", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38(1). pp. 111-133.
- Dodd, P., y Warner, J.B. (1983): "On Corporate Governance. A Study of Proxy Contests", *Journal of Financial Economics*, 11. pp. 401- 438.
- Duray, R., Ward, P.T., Milligan, G.W. y Berry, W.L. (2000): "Approaches to mass customization: configurations and empirical validation", *Journal of Operations Management*, 18. pp. 605-625.
- Fama, E.F. (1980): "Agency problems and the theory of the firm", *Journal of Political Economy*, 88(2). pp. 288-307.
- Farinós, J.E., (2001): "Rendimientos anormales de las OPV en España", *Investigaciones Económicas*, 25(2). pp. 417-437.
- Fernández, C. (1999): "Estudio de la actuación del consejo en los procesos de sustitución de directivos", *Mimeo*, Universidad de Oviedo.
- Fernández, A.I., y Gómez, S. (1999): "El gobierno de la empresa: mecanismos alineadores y supervisores de las actuaciones directivas", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 100. pp. 355-380.
- Fernández, A. I., Gómez-Ansón, S., y Fernández, C., (1998): The effect of board size and composition on corporate performance. In M. Balling, E. Hennesy and R. O'Brien (eds) *Corporate Governance, Financial Markets and Global Convergence*. The Netherlands: Kluwer Academic, pp.1-14.
- Fernández, E.; Gómez, S., y Cuervo, A. (2004): "The Stock Market Reaction to the Introduction of Best Practices Codes by Spanish Firms", *Corporate Governance: An International Review*, 12(1). pp. 29-46.
- Font, B., y Grau A., (2007): "Los Factores Tamaño, Book-to Market y Momentum en el Mercado de Capitales Español: Explicaciones Racionales en la Formación del Precio", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 36. pp. 509-536.
- Forbes, D.P. y Milliken, F.J. (1999): "Cognition and corporate governance: understanding boards of directors as strategic-decision making groups", *Academy of Management Review*, 24(3). pp. 489-505.
- Fox, I. y Marcus, A. (1992): "The causes and consequences of leveraged management buyouts", *Academy of Management Review*, 17. pp. 62-85.
- Galbreath, J. (2006): "Does primary stakeholder management positively affect the bottom line?: Some evidence from Australia", *Management Decision*, 44(8). pp. 1106-1121.
- García, C.J., e Ibáñez, A.M. (2001): "Ganancias anormales en las OPAs: una Comparación con Modelos Generadores de Rendimientos", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 109. pp. 723-742.
- García, P.J., y Martínez, P., (2005): "Determinantes del nivel de tesorería: Un estudio empírico para empresas cotizadas en el mercado español", *Revista de Economía Financiera*, 5. pp. 8-31.
- Gispert, C. (1998): "Board turnover and firm performance in Spanish companies", *Investigaciones Económicas*, 22. pp. 517-536.

- Gómez-Sala, J.C. (2001): “Rentabilidad y liquidez alrededor de la fecha de desdoblamiento de las acciones”, *Investigaciones Económicas*, 251. pp. 171-202.
- González, V.M. (1997): “La valoración por el mercado de capitales español de la financiación bancaria y de las emisiones de obligaciones”, *Investigaciones Económicas*, 21. pp. 111-128.
- Halpern, P., Kieschnick, R. y Rotenberg, W. (1999): “On the heterogeneity of leveraged going private transactions”, *The Review of Financial Studies*, 2. pp. 281-309.
- Harris, M., y Raviv, M. (1991): “The theory of capital structure”, *Journal of Finance*, 46. pp. 297-355.
- Hart, O., y Moore, J., (1995): “Debt and Seniority: An Analysis of the Role of Hard Claims in Constraining Management”, *American Economic Review*, 52. pp. 567–585.
- Hermalin, B. E., y Weisbach, M. S., (1991): “The Effects of Board Composition and Direct Incentives on Firm Performance”, *Financial Management*, 20. pp. 101–112.
- Himmelberg, C. P., Hubbard, R. G., y Palia, D., (1999): “Understanding the Determinants of Managerial Ownership and the Link between Ownership and Performance”, *Journal of Financial Economics*, 53. pp. 353–384.
- Hirota, Kubo, Miyajima, Hong, y Park (2010): “Corporate mission, corporate policies and business outcomes. evidence from Japan”, *Management Decision*, 48(7). pp. 1134-1153.
- Jensen, M., (1986): “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers”, *American Economic Review*, 76. pp. 323–329.
- Jensen, M., (1993): “The Modern Industrial Revolution, Exit, and the Failure of Internal Control Systems”, *The Journal of Finance*, 48. pp. 831–880.
- Jensen, M.C. y Meckling, W.H. (1976): “Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure”, *Journal of Financial Economics*, 3. pp. 305-60.
- Jiraporn, P., Davidson, W. y Qian, H. (2004): “MBO withdrawals and determinants of stockholders’ wealth”, *Quarterly Journal of Business and Economics*, 43. pp. 13-40.
- Kim, Y.C. y Stulz, R.M. (1988): “The Eurobond market and corporate financial policy: a test of the clientele hypothesis”, *Journal of Financial Economics*, 22. pp. 189-205.
- Kose, J., y Lemma, W. S. (1998): “Corporate Governance and Board Effectiveness, *Journal of Banking and Finance*”, 22. pp. 371–403.
- Lang, L., Ofek, E., y Stulz, R., (1996): “Leverage, Investment, and Firm Growth”, *Journal of Financial Economics*, 40. pp. 3–30.
- Langevoort, D.C. (2001): “The human nature of corporate boards: law, norms, and the unintended consequences of independence and accountability”, *Georgetown Law Journal*, 89(4). pp. 797-832.
- La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer y Vishny (2002): “Investor Protection and Corporate Valuation”, *The Journal of Finance*, 57(3). pp. 1.147-1.170.
- McConnell, J.J. y Servaes, H. (1990): “Additional evidence on equity ownership and corporate value”, *Journal of Financial Economics*, 27. pp. 595-612.
- Mian, S. y Rosenfeld, J. (1993): “Takeover activity and long-run performance of reverse leverage buyouts”, *Financial Management*, Winter. pp. 46-57.
- Monterrey, J., y Sánchez, A. (2008): “Gobierno corporativo, conflictos de agencia y elección de auditor”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 37(137). pp. 113-156.

- Morash, E.A., Droge, C.L.M. y Vickery, S.K. (1996): “Strategic logistics capabilities for competitive advantage and firm success”, *Journal of Business Logistics*, 17. pp. 1-22.
- Morck, R., Shleifer, A., y Vishny, R. W., (1988): “Management Ownership and Market Valuation: an Empirical Analysis”, *Journal of Financial Economics*, 20. pp 293–315.
- Myers, S.C. (1977): “Determinants of corporate borrowing”, *Journal of Financial Economics*, 5. pp. 147-75.
- Nicholson, G.J. y Kiel, G.C. (2004): “A framework for diagnosing board effectiveness”, *Corporate Governance*, 12(4). pp. 442-60.
- Pearson, C. y Clair, J. (1998): “Reframing crisis management”, *Academy of Management Review*, 23(1). pp. 59-76.
- Pollard, D. y Hotho, S. (2006): “Crises, scenarios and the strategic management process”, *Management Decision*, 44(6). pp. 721-36.
- Prado, J.M.; García, I.M., y Gallego, I. (2009): “Características del consejo de administración e información en materia de Responsabilidad Social Corporativa”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 38(141). pp. 107-135.
- Prowse, S.D. (1992): “The structure of corporate ownership in Japan”, *Journal of Finance*, 47. pp. 1121-1140.
- Rodríguez, J.A. (1997): “Capital, control y resultados en la gran empresa”, Secretariado de Publicaciones e Intercambio Científico, Universidad de Valladolid, Valladolid.
- Rappaport, A. (1981): “Selecting strategies that create shareholder value”, *Harvard Business Review*, 59(3). pp. 139-49.
- Saffieddine, A. y Titman, S. (1996): “Debt and corporate performance: evidence from unsuccessful takeovers”, Working paper, Broad Graduate School of Management, Michigan State University.
- Shleifer, A., y Vishny, R.W. (1997): “A Survey of Corporate Governance”, *The Journal of Finance*, 52(2). pp. 737-783.
- Short, H., y Keasy, K., (1999): “Managerial Ownership and the Performance of Firms: Evidence from the UK”, *Journal of Corporate Finance*, 5. pp. 79–101.
- Smith, A. (1990): “Corporate ownership structure and performance: the case of management buyouts”, *Journal of Financial Economics*, 2. pp. 143-64.
- Stern, S. (1996): *The Stern Stewart Performance 1000*, Stern Stewart Management Services, New York, NY.
- Stiglitz (1974): “On the irrelevance of corporate financial policy”, *American Economic Review*, 64. pp. 851-866.
- Stock, G.N., Greis, N.P. y Kasarda, J.D. (2000): “Enterprise logistics and supply chain structure: the role of fit”, *Journal of Operations Management*, 18(5). pp. 531-47.
- Unseem, M. (1984): *The Inner Circle*, Oxford University Press, New York, NY.
- Vidal, M., y García-Canal, E. (2003): “Discrecionalidad directiva y creación de valor en la formación de alianzas globales para la internacionalización”, *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa*, 16. pp. 85-104.
- Wan, W.P. y Yiu, D.W. (2009): “From crisis to opportunity: environmental jolt, corporate acquisitions and firm performance”, *Strategic Management Journal*, 30(7). pp. 791-801.

Ward, M. (1998): "Releasing executive directors for outside directorships: the governance implications", *Corporate Governance: An International Review*, 6. pp. 86-91.

Weisbach, M.S. (1988): "Outside directors and CEO turnover", *Journal of Financial Economics*, 20. pp. 431-460.

Whittington, Del Brio, Farinós, Garcia e Ibañez (2009): "Manual práctico sobre estudio de eventos", Colección documentos de trabajo "Nuevas tendencias en dirección de empresas", Serie Teknos 1. Salamanca.

Yermack, D. (1996): "Higher market valuation of companies with a small board of directors", *Journal of Financial Economics*, 40. pp. 185-211.