



Universitat d'Alacant
Universidad de Alicante

Esta tesis doctoral contiene un índice que enlaza a cada uno de los capítulos de la misma.

Existen asimismo botones de retorno al índice al principio y final de cada uno de los capítulos.

[Ir directamente al índice](#)

Para una correcta visualización del texto es necesaria la versión de [Adobe Acrobat Reader 7.0](#) o posteriores

Aquesta tesi doctoral conté un índex que enllaça a cadascun dels capítols. Existeixen així mateix botons de retorn a l'índex al principi i final de cadascun dels capítols .

[Anar directament a l'índex](#)

Per a una correcta visualització del text és necessària la versió d' [Adobe Acrobat Reader 7.0](#) o posteriors.



UNIVERSIDAD DE ALICANTE



LA RELEVANCIA VALORATIVA DE LA INFORMACIÓN CONTABLE: ANÁLISIS DEL CASO ESPAÑOL

TESIS DOCTORAL

PABLO J. VÁZQUEZ VEIRA

2005





Universitat d'Alacant
Universidad de Alicante

LA RELEVANCIA VALORATIVA DE LA INFORMACIÓN CONTABLE: ANÁLISIS DEL CASO ESPAÑOL

Universitat d'Alacant
Universidad de Alicante

Autor: Pablo J. Vázquez Veira

Dirigida por: Araceli Mora Enguñados



Tesis Doctoral

Universidad de Alicante

2005

Antes de abordar el contenido del trabajo quisiera agradecer a todas las personas que, bien directa o indirectamente, han contribuido a hacer posible esta tesis.

En primer lugar, agradecer a Juan Carlos Gómez Sala y Joaquín Marhuenda, los dos últimos directores del departamento de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing, la confianza depositada en mí. Tengo la enorme suerte de pertenecer a un excelente grupo profesional pero, sobre todo, humano. Gracias, como no, a todos mis compañeros y amigos del departamento: Ana Casado, Felipe Ruiz, Ricardo Sellers, Juan Luis Nicolau, Fernando Acedo, Juan Carlos Trujillo, David Abad, Belén Nieto, Joaquín Torres, Francis Benito, Cristina Bañón, Rosa Ayela, Paco Merino, David Toscano, Ana Sabater, Antonio Vaello, etc. A Germán López y Paco Poveda, a quienes admiro por su capacidad de trabajo y organización y por su espíritu emprendedor. A Carlos Forner, por sus ideas, comentarios y por haberse interesado por mi trabajo. A Marina Balboa, mi primera compañera de asignatura, por todo lo que he aprendido de ella como persona y como investigadora. A Antonio Rubia, por haber compartido conmigo sus amplísimos conocimientos. Con él he disfrutado de este trabajo y me he contagiado de su pasión por la investigación. A Ángel León por sus valiosos comentarios y sugerencias. A Juan España y Juan Antonio Ramos, por su inmejorable apoyo técnico. A Cristina Gironés y Carlos García, por su intachable gestión. Gracias Cristina, por tu paciencia y por haberme escuchado tantas veces. A Sonia Sanabria, por estar siempre ahí y haberme apoyado en todo momento. A Mónica Espinosa, con quien he tenido la inmensa fortuna de compartir despacho. A Raúl Iñíguez, por su infinito apoyo y paciencia. Muchas gracias por todo, Raúl. A Pascual Miralles, un verdadero amigo. Pascual, te agradezco de corazón todo tu afecto. Sabes que es mutuo. Quiero agradecer, muy especialmente, el apoyo humano y profesional de María Pastor. Muchas gracias, amiga.

También quisiera extender mis agradecimientos a todas aquellas personas que fueron mis compañeros durante los cursos de doctorado en la Universidad Carlos III de Madrid. En especial, a Belén Busero y Tónatiuh Nájera por haberme brindado su amistad y por compartir con ellos imborrables momentos. Os echo de menos.

Quisiera agradecer a Juan Carlos Gómez Sala que, en su día, me asignara como directora de tesis a Araceli Mora. No voy a descubrir aquí la gran trayectoria profesional de mi directora,

pero sí puedo, y quiero, resaltar su calidad humana. En el plano profesional, la admiro por su inquietud investigadora, su rigor, su capacidad de síntesis y su sentido de la prioridad; en el plano personal, por su honestidad, su cercanía y por la confianza que deposita en los demás y que yo mismo he percibido. También comparto con ella un particular sentido del humor que nos ha permitido disfrutar de muy buenos momentos. También quiero agradecerle su paciencia y tranquilidad en momentos importantes de mi carrera académica. Araceli, ha sido todo un lujo para mí el haber trabajado contigo. Confío, y trabajaré para ello, que se mantenga esta línea de trabajo en el futuro.

No puedo olvidarme de mis amigos Alfonso, Javi, Soro y Yari, porque los quiero un montón y los necesito cerca. Hemos vivido juntos innumerables momentos, buenos y malos, y el resultado es esta amistad que nos une y nos unirá siempre. Éste es otro momento más y también lo quiero compartir con vosotros. A José Antonio Cachaza Lamas, mi Amigo.

A mis abuelos –aunque mi abuelo no esté ya entre nosotros- por su amor. A Carmen y Alfonso por haberme abierto su corazón. Sé que soy uno más y eso me hace feliz. A mi padre, por todo lo que ha trabajado por darme una educación. Él, como nadie, representa los valores del trabajo, la disciplina y la honradez, y de él los he aprendido. Te pido perdón por los errores que he cometido y que en el pasado no supe ver. Y, como no, a mi madre, mi ángel de la guarda. Sin ella, nada de esto sería posible. Siempre está ahí, inamovible, dándolo todo sin pedir nada a cambio. He crecido bajo su amparo y aquí estoy gracias a ella. Mamá, lo has conseguido. Soy feliz. Te quiero mucho.

A Mari Carmen, mi esposa. Mi compañera, mi amiga, mi alma gemela, mi razón... Esta tesis, como cada momento de mi vida, está llena de ti. Y a Ti te la dedico. TE QUIERO.

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN	7
---------------------	----------

Capítulo 1: Cambios en la relevancia valorativa de la información contable: Evolución temporal y alternativas en la medición	19
---	-----------

Introducción	20
1.1. El concepto de relevancia valorativa y su contrastación empírica	22
1.2. Literatura previa	25
1.3. Alternativas en la medición de la relevancia	28
1.4. Propuesta metodológica y muestra empleada	29
1.4.1. Análisis de regresión	30
1.4.2. Análisis basado en carteras	32
1.4.3. Muestra empleada	35
1.5. Evidencia empírica	37
1.5.1. Resultados del análisis de regresión	37
1.5.2. Resultados del análisis basado en carteras	40
1.6. Conclusiones e implicaciones	42
Bibliografía	44

Capítulo 2: Convexidad en la relación precio-resultado y precio-fondos propios	49
---	-----------

Introducción	50
2.1. Literatura previa	52
2.1.1. Modelo de Burgstahler y Dichev (1997)	53
2.1.2. Modelo de Zhang (2000)	58
2.2. Muestra, variables y estadísticos descriptivos	67

2.3. Modelos y predicciones	69
2.3.1. Validación empírica del modelo de Burgstahler y Dichev	70
2.3.2. Validación empírica del modelo de Zhang	72
2.4. Resultados	73
2.4.1. Resultados relación precio-resultado	73
2.4.2. Resultados relación precio-fondos propios	78
2.4.3. Análisis de sensibilidad	79
2.4.4. Resultados relación precio-resultado y fondos propios	81
2.5. Conclusiones	83
Bibliografía	84
Capítulo 3: La relevancia valorativa de las pérdidas	87
<hr/>	
Introducción	88
3.1. Evidencia empírica previa	90
3.2. Cuestiones metodológicas	99
3.2.1. Modelos de precios vs. Modelos de rentabilidades	99
3.2.2. Observaciones influyentes	102
3.2.3. El “efecto-escala”: Easton y Sommers (2003)	103
3.2.4. Técnicas de estimación robusta: el estimador LTS	106
3.3. Fundamento teórico	108
3.3.1. Modelo de Zhang: descripción general, supuestos asumidos y predicciones teóricas para el caso de las empresas con pérdidas	109
3.3.2. Extensión del modelo: relajación de los supuestos y nuevas predicciones	113
3.4. Muestra, variables y estadísticos descriptivos	115
3.4.1. Muestra y variables del estudio	115
3.4.2. Estadísticos descriptivos	116
3.5. Modelos y predicciones	121

3.6. Resultados	126
3.7. Conclusiones	135
Apéndice	139
Bibliografía	146

CONCLUSIONES GENERALES

149



Universitat d'Alacant
Universidad de Alicante

INTRODUCCIÓN

INTRODUCCIÓN

La presente tesis se asienta sobre la base de la literatura publicada a lo largo de las últimas tres décadas en el marco de lo que se ha dado en denominar investigación empírica contable orientada hacia el mercado de capitales (MBAR, Market-based Accounting Research). Este tipo de investigación constituye el referente temático de revistas tan prestigiosas como *Journal of Accounting and Economics* (J.A.E.), *Journal of Accounting Research* (J.A.R.) y *The Accounting Review* (T.A.R.).¹

Su interés excede al ámbito estrictamente académico, lo que se pone de manifiesto atendiendo al porcentaje de trabajos financiados en esta área: García y Giner (2000) subrayan que el 43% de este tipo de investigación cuenta con financiación, tratándose del área temática que tiene el mayor número de trabajos financiados.²

Giner (2001) realiza una excelente revisión de la literatura contable al respecto. No obstante, y con el fin de centrar el trabajo aquí expuesto, consideramos oportuno poner de relieve algunos de los aspectos que han caracterizado su evolución, así como los principales rasgos de las líneas de investigación abiertas en este campo.

Marco Conceptual de Referencia

Esta nueva orientación en la investigación contable, de corte positivista, surge a finales de los años sesenta y supone una auténtica revolución en el pensamiento contable dominante, impregnado de un claro carácter normativo. Entre los factores que condicionan su aparición podemos destacar los siguientes:

- La emergencia de la Economía Positiva en los Estados Unidos como paradigma de investigación dominante y la posterior introducción de las ideas positivistas en

¹ Diferentes trabajos que han abordado la calidad de las revistas especializadas en la disciplina contable han coincidido en situar a estas revistas entre las cinco primeras.

² Mientras que sólo el 29% de los artículos publicados en las principales revistas disponen de financiación.

la comunidad académica contable ante la ausencia de consenso en las propuestas desarrolladas en el terreno normativo y la nula contrastación empírica de sus ideas que conlleva este enfoque y que habían conducido a la investigación contable a un estado de punto muerto.

- Como consecuencia de la aplicación en el ámbito contable de la Teoría de la Comunicación, se asume la idea de que la contabilidad es un sistema de información. Por ello, los investigadores se centran en los usuarios de dicha información, y analizan en qué medida ésta es útil o no mediante una perspectiva empírica, un mensaje (como, por ejemplo el anuncio de beneficios) será portador de información si provoca una variación en las expectativas y conlleva una acción por parte del receptor. Por lo tanto, si una determinada acción (pensemos en un cambio en el precio o en el volumen de contratación) se asocia con una información específica, tal información se considerará útil. Surge así, el paradigma utilitarista.
- Avances considerables en el campo de las finanzas, que permiten establecer relaciones entre la información contable suministrada por la empresa y el mercado de capitales. Nace así, la investigación contable orientada hacia el mercado de capitales. Entre las contribuciones más importantes de los economistas financieros y con clara repercusión en la investigación contable, destacamos las dos siguientes: la teoría de la eficiencia del mercado y el modelo de valoración de activos (capital asset pricing model, CAPM).

A grandes rasgos, podemos distinguir tres grandes corrientes dentro de esta línea de investigación: los estudios de evento de los años setenta y ochenta (aún en vigor en la actualidad); los estudios de asociación, básicamente a finales de los ochenta y comienzos de los noventa; y los de medición o relevancia valorativa que surgen a mediados de los noventa.

Como decíamos, el paradigma utilitarista ve a la contabilidad como un sistema de información capaz de modificar las expectativas de los agentes económicos, esto es, un sistema de información útil para el inversor. Bajo la hipótesis de eficiencia de mercado en forma semifuerte estamos asumiendo que toda la información contable es realmente útil, por lo que su publicación vendrá acompañada de una alteración en el comportamiento de los precios. Este es el fundamento de los trabajos pioneros (Ball y Brown, 1968; Beaver, 1968) en el marco de la investigación contable orientada hacia el mercado de capitales, también llamados *estudios de evento o event-studies*".

Los estudios de evento parten de una visión de la contabilidad como un sistema de información. Los trabajos que emplean esta metodología tratan de determinar el contenido informativo de un determinado anuncio contable mediante el análisis de la reacción del mercado ante el evento en cuestión. Los *estudios de asociación* abandonan este enfoque de causa-efecto y tratan de analizar si la información contable "recoge" acontecimientos de interés para el mercado, adoptándose para ello una perspectiva próxima a la medición o valoración. Pero, a diferencia de éstos últimos, los estudios de asociación carecen de un fundamento teórico conceptualmente sólido, esto es, un modelo de valoración subyacente en el que se establezca una relación formal entre el valor de los títulos y las variables contables.

A comienzos de la década de los noventa, dos fenómenos económicos marcan la evolución de la investigación contable orientada hacia el mercado de capitales, a saber, la aparición de trabajos que cuestionan el funcionamiento eficiente del mercado y el desarrollo del modelo EBO. Así las cosas, los valores de mercado (precios y rentabilidades) dejan de ser el referente claro en la investigación empírica contable, centrandó ésta su atención en la información que ofrecen los estados financieros y en la capacidad de éstos para determinar el valor real o intrínseco de una empresa. A los trabajos que se enmarcan dentro de esta línea investigadora se los conoce en la literatura empírica como *estudios de medición o relevancia valorativa*. (Giner, 1999 y 2001; García-Ayuso, 2002).

A su vez, dentro de esta línea se distinguen dos tipos de trabajos: (1) aquellos cuyo objetivo es determinar el valor intrínseco de una empresa a partir de sus estados financieros, con la posibilidad de predecir rentabilidades anormales como consecuencia de la existencia de ciertas anomalías en el comportamiento eficiente del mercado (línea predictiva); y (2) aquellos en los que, bajo la hipótesis de eficiencia, se analiza la validez de un modelo de valoración basado en magnitudes contables para explicar el comportamiento de los títulos (línea explicativa). Modelos como el de Ohlson (1995) —y posteriores refinamientos de éste— o el de Zhang (2000), que incorpora la Teoría de Opciones Reales, proporcionan la base teórica para el desarrollo de estos últimos, produciéndose así una evolución con respecto a los ya comentados estudios de asociación, similares en cuanto a metodología pero carentes de un modelo de valoración subyacente. Es en esta última línea en la que se enmarca nuestro trabajo.

Tal y como señala Giner (1999), “... los modelos de asociación de relación precio-resultado se han ido sofisticando, dando lugar a modelos *ad hoc* en los que se explica el precio de mercado a través de diversos datos contables. Sin embargo el modelo EBO proporciona un vínculo formal entre la información contable y los precios de mercado”. Efectivamente, el modelo EBO (Ohlson, 1995) proporciona a la investigación contable orientada al mercado de capitales una base conceptual sólida en la que se establece una relación formal entre el valor de una empresa y sus estados financieros.

Se establece así, la diferencia entre los estudios de asociación, carentes de un modelo teórico de valoración para justificar las relaciones entre las variables contables y los precios, y aquellos que se enmarcan en una perspectiva de medición, tomando como referencia teórica al modelo EBO. Bajo la perspectiva de medición, variables básicas del sistema contable tales como el resultado y el valor de los fondos propios se consideran atributos de valor; mientras que en los estudios de asociación, los portadores de valor eran los dividendos y la información contable se consideraba como una señal capaz de alterar las expectativas sobre la corriente futura de dividendos, pero sin valor en sí misma.

Los trabajos de Burgstahler y Dichev (1997) y Zhang (2000) marcan una nueva orientación en la investigación empírica contable, al incorporar la teoría de opciones reales en sendos modelos de valoración basados en medidas contables. Así, Burgstahler y Dichev desarrollan un modelo que reconoce la posibilidad de adoptar los recursos de la empresa a una actividad alternativa a la que habitualmente realiza, incluyendo en su valoración global el valor ex-ante de esta opción. Zhang recoge la posibilidad por parte de las empresas de elegir entre (1) ampliar sus actividades cuando la rentabilidad asociada a sus actividades sea lo suficientemente elevada, o (2) el cese de la actividad cuando la rentabilidad no alcanza un determinado nivel. En ambos modelos las decisiones de inversión/desinversión vendrán dadas por los valores relativos del beneficio y los fondos propios (ROE), sugiriendo así la utilización conjunta de ambas variables en el proceso de valoración.

Una vez realizado este breve repaso a la evolución de la investigación empírica contable orientada hacia el mercado de capitales, pasamos a describir los objetivos perseguidos con la realización de esta tesis, así como la motivación de la misma.

Objetivos y motivación

El objetivo de la tesis, tal y como su propio título refleja, es el análisis de la relevancia valorativa de la información contable para el caso español. Se adopta pues, una perspectiva de medición o valoración que implica indagar en la capacidad de los estados contables para *recoger* todos aquellos aspectos o acontecimientos de interés para el inversor.

Basándonos en dos modelos teóricos de desarrollo reciente —Ohlson (1995) y Zhang (2000)— son dos las magnitudes contables que centran nuestra atención: el beneficio y el valor contable de los fondos propios. Dado que el valor de mercado de una empresa recoge el precio de consenso de los inversores, su elección como variable de referencia o *benchmark* nos permite responder a una serie de cuestiones en torno a la

relevancia valorativa de la información contable y que nos hemos planteado abordar en esta tesis:

- (i) ¿Ha existido una pérdida en la relevancia valorativa de los estados contables a lo largo de la década de los noventa?
- (ii) ¿Es lineal la relación entre el valor de mercado y las variables contables de referencia?
- (iii) ¿Se produce el fenómeno de la complementariedad³?
- (iv) ¿Son las pérdidas relevantes?

Hasta aquí los objetivos. Veamos, ahora, la motivación. Como señala García-Ayuso (2002): “Dado que actualmente el acceso a herramientas informáticas y bases de datos comienza a ser una realidad en España, es previsible que en los próximos años asistamos a una proliferación de trabajos que, bien contrastando hallazgos de estudios desarrollados en otros países o bien contrastando hipótesis originales, pretenden contribuir a nuestro conocimiento del funcionamiento del mercado de capitales español”. Efectivamente, la primera motivación de nuestro trabajo obedece a la escasa evidencia que existe en torno a la relevancia valorativa de la información contable en nuestro país. Además, el margen de mejora en los estudios ya desarrollados para otros mercados permite ofrecer una mayor robustez a los resultados que se obtienen para el caso español. El trabajo desarrollado en el capítulo 1 explota esta posibilidad.

Como hemos dicho anteriormente, la propuesta teórica de Zhang (2000) supone la plasmación de un enfoque basado en opciones reales en un modelo de valoración con variables contables. A día de hoy, no nos consta publicación alguna en la que se contraten las predicciones teóricas que de ese modelo se derivan. En los capítulos 2 y 3 aportamos evidencia empírica al respecto.

³ El fenómeno de la complementariedad hace referencia al posible trasvase de relevancia entre las dos variables contables de interés. Esto es, cuando la relevancia valorativa del beneficio crece (decrece), la relevancia valorativa de los fondos propios decrece (crece).

Una detallada revisión de todos aquellos trabajos que, bien de manera explícita bien de manera implícita, han arrojado evidencia empírica en torno a la relevancia de las pérdidas, nos ha alertado de la existencia de una fuerte contradicción entre los resultados que allí se recogen. Dar una explicación a las contradicciones observadas y ofrecer evidencia para el caso español —siempre bajo el marco teórico propuesto por Zhang (2000)— han motivado el trabajo que desarrolla en el capítulo 3.

Problemas econométricos como la comparabilidad del coeficiente de determinación (R^2) o el *efecto-escala* —tal y como lo describen Easton y Sommers (2003)— están muy presentes en la literatura contable orientada al análisis de la relevancia valorativa. La posibilidad de incorporar medidas alternativas al R^2 —como el coeficiente de dispersión que propone Gu (2002)— en lo que respecta al primer problema, o la búsqueda de una respuesta propia en lo que se refiere al segundo, han contribuido a motivar el trabajo que aquí exponemos.

Estructura del trabajo

Esta tesis se presenta en tres capítulos, precedidos por esta introducción y seguidos por las principales conclusiones que del estudio empírico pueden extraerse. Antes de profundizar en el contenido de cada capítulo quisiéramos poner de relieve una serie de aspectos que han condicionado la estructura general de la tesis. Son las siguientes:

- El trabajo que recoge cada capítulo está concebido como un artículo de investigación y orientado, como tal, hacia su posterior publicación en una revista especializada; de hecho, los capítulos 1 y 2 se encuentran ya publicados⁴. Así pues, aún existiendo un claro hilo conductor —el análisis de la relevancia valorativa de la información contable en España—, los capítulos gozan de cierta independencia entre sí. No obstante, tanto el segundo como el tercero están motivados, en parte, por la evidencia que se recoge en el capítulo previo.

⁴ En la Revista de Contabilidad (Volumen 13, Enero-Junio, 2004) y en la revista del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE, WP-EC 2005-01), respectivamente.

- La numeración de los capítulos obedece a un criterio estrictamente cronológico. Cabe la posibilidad, pues, de que existan ciertos aspectos metodológicos que hayan sido considerados en un capítulo y que no hayan sido contemplados en capítulos anteriores. Así, por ejemplo, una solución al efecto-escala, tal y como lo describen Easton y Sommers (2003), sólo se contempla en el capítulo 3.
- Mi propia evolución como investigador, que se ha ido consolidando durante el desarrollo de la tesis. Buena prueba de ello es el capítulo 3, cuya extensión, netamente superior a los dos anteriores, responde a esta evolución: en él se conjugan una exhaustiva revisión de la literatura previa relacionada y un amplio tratamiento de las cuestiones metodológicas, además de una propuesta propia en este último terreno.

El capítulo 1 profundiza en el concepto de relevancia y en él se analiza la evolución de la relevancia valorativa de la información contable en España durante la década de los noventa. Para ello, se muestran y comparan los resultados que se desprenden de la aplicación de tres metodologías alternarivas. La primera de ellas toma como medida de relevancia el coeficiente de determinación (R^2) de una regresión en la que el resultado y el patrimonio neto figuran como variables independientes y, como variable dependiente, el precio de mercado; la segunda, el coeficiente de dispersión de esa misma regresión; y la tercera, la rentabilidad de carteras basadas en datos contables anticipados (rentabilidades ajustadas por riesgo).

En el capítulo 2 se validan empíricamente para el caso español las predicciones que se desprenden de las propuestas teóricas de Burgstahler y Dichev (1997) y Zhang (2000). Ambas propuestas incorporan, como elemento novedoso, un enfoque basado en opciones reales.

En el capítulo 3 se pretende, por un lado, analizar la aparentemente contradictoria relación inversa entre precio y pérdidas que se ha observado en la literatura previa relacionada —entre la que se incluye la evidencia mostrada en el capítulo 2—; por otro,

enriquecer la propuesta metodológica mediante el análisis pormenorizado de las propiedades estadísticas de las variables utilizadas en el estudio y la aplicación de técnicas de estimación robusta en el análisis de regresión, en concreto, el uso del estimador LTS (Least Trimmed Squares) en detrimento del clásico LS (Least Squares).

Universitat d'Alacant
Universidad de Alicante

BIBLIOGRAFÍA

BALL, R. y P. BROWN (1968), “An empirical evaluation of accounting income numbers”, *Journal of Accounting Research Autumn*, 159-178.

BEAVER, W. (1968), “The information content of annual earnings announcements”, *Journal of Accounting Research* 6, 67-92.

BURGSTHALER, D. y I. DICHEV (1998), “Earnings, adaptation and equity value”, *The Accounting Review*, 72, 187-215.

EASTON, P y SOMMERS, G (2003), “Scale and the Scale Effect in Market-based Accounting Research”, *Journal of Business, Finance & Accounting*, Vol. 30, 25-56.

GARCÍA, M. A. y GINER, B. (2000), “Perspectiva de investigación de la contabilidad financiera en el ámbito internacional”, Ponencia al IX Encuentro de Profesores de Contabilidad, ASEPUC, p. 55-136.

GARCÍA-AYUSO, M. (2000): “El coeficiente de respuesta al resultado y el coeficiente de relevancia valorativa del resultado: aspectos metodológicos y evidencia empírica”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. 29, nº 105, pp. 579-622.

GINER INCHAUSTI, B. (1999), “La vuelta al análisis fundamental en la investigación relacionada con el mercado de capitales” Ponencia presentada a la V Jornada de Trabajo sobre Análisis Contable, ASEPUC (Cádiz).

GINER, B. (2001), “La utilidad de la información contable desde la perspectiva del mercado: ¿Evolución o revolución en la investigación?”, *Revista de Contabilidad*, Vol. 4, nº 7, p. 21-52.

GU, ZHAOYANG (2002), "Cross-sample Incomparability of R2s and Additional Evidence on Value Relevance Changes Over Time", Working Paper, Graduate School of Industrial Administration, Carnegie Mellon University

OHLSON, J., (1995), "Earnings, book values and dividends in equity valuation", *Contemporary Accounting Research* 11, 661-687.

ZHANG, G., (2000), "Accounting information, capital investment decisions and equity valuation: Theory and empirical implications", *Journal of Accounting Research* 38, 271-295.



Universitat d'Alacant
Universidad de Alicante

CAPÍTULO 1

CAMBIOS EN LA RELEVANCIA VALORATIVA DE LA INFORMACIÓN CONTABLE: EVOLUCIÓN TEMPORAL Y ALTERNATIVAS EN LA MEDICIÓN

CAPÍTULO 1. CAMBIOS EN LA RELEVANCIA VALORATIVA DE LA INFORMACIÓN CONTABLE: EVOLUCIÓN TEMPORAL Y ALTERNATIVAS EN LA MEDICIÓN

Durante la década de los noventa se produjo el tránsito de una economía industrializada hacia una economía de alta tecnología orientada hacia el sector terciario, a la par que un proceso de globalización, que hizo pensar en el mundo profesional que los estados financieros estaban perdiendo su relevancia al no adaptarse a esta realidad económica cambiante. Sin embargo, tal y como señalan Collins *et al.* (1997), la validez de estas afirmaciones necesita ser contrastada empíricamente.

A la hora de contrastar empíricamente la relevancia de una información, son diversas las interpretaciones que se han hecho en la literatura contable del concepto de relevancia, y por tanto también la forma de contrastarla¹. La interpretación basada en la *perspectiva informativa* fue la que primó en la investigación empírica que surgió a finales de los años sesenta y principios de los setenta en los Estados Unidos. Este tipo de investigación trató de analizar la utilidad de la información contable basándose en el comportamiento agregado del mercado y la hipótesis de eficiencia sobre el mismo. Se utilizó lo que se denominó inicialmente "estudios del contenido informativo" y, más tarde, "estudios de evento". En este contexto, se considera que la información contable es útil y, por tanto, relevante (se identifica utilidad con relevancia y con capacidad predictiva), si se incorpora en los precios de los títulos en el momento de su anuncio, es decir, si se produce una reacción del mercado alrededor de la fecha de publicación de la citada información. Los pioneros de esta línea de investigación fueron Ball y Brown (1968) y Beaver (1968), y fue la base de la investigación empírica de la relevancia durante los años setenta y ochenta.

En la década de los noventa surge una nueva orientación de la investigación empírica sobre utilidad de la información contable para la toma de decisiones de inversión en el mercado de capitales. Aparecen los denominados "estudios de relevancia".

¹ Puede verse Francis y Schipper (1999)

Este tipo de análisis permite analizar la relevancia de la información contable tal y como ésta se define en el marco conceptual, puesto que no se analiza la reacción de los precios ante la información contable (no considerándose así la existencia de una relación causa-efecto), sino que se utilizan modelos de regresión en periodos más amplios para analizar si existe una asociación-relación entre información contable y rentabilidades de mercado. Fueron Ou y Penman (1989) los primeros en pasar de una perspectiva informativa, según la cual la información contable se considera una señal que puede alterar las expectativas del inversor, a una *perspectiva de medición*, según la cual la información contable no es una señal sino "un atributo relevante del valor de los títulos". Si bien en los primeros trabajos no había un sustrato teórico que guiase la selección de variables², con el desarrollo del modelo de Ohlson (1995) se logró establecer el vínculo entre el valor de mercado de los títulos y dos de las principales magnitudes que se desprenden de los estados financieros de la empresa, a saber, el resultado (una variable flujo) y el patrimonio neto (una variable fondo). Dentro de esta línea de investigación algunos trabajos, fundamentalmente estadounidenses, han analizado la evolución de la información contable en los últimos años³. Normalmente, estos trabajos contrastan la hipótesis de que la información contable, dada la escasa adaptación del sistema a las características de la nueva economía, ha perdido relevancia en el tiempo.

Nuestro objetivo, en el presente trabajo, es analizar la evolución de la relevancia de la información contable en España durante la última década. Para ello, se muestran y comparan los resultados que se desprenden de la aplicación de tres metodologías alternativas. La primera de ellas toma como medida de relevancia el coeficiente de determinación (R^2) de una regresión en la que el resultado y el patrimonio neto figuran como variables independientes y, como variable dependiente, el precio de mercado; la segunda, el coeficiente de dispersión de esa misma regresión; y, la tercera, la rentabilidad de carteras basadas en datos contables anticipados. A su vez, las limitaciones que se derivan de la utilización de una muestra con un número de observaciones reducido (en comparación con otros mercados como, por ejemplo, el estadounidense) se corrigen, en la

² Son los llamados "estudios de asociación".

medida de lo posible, mediante la comparación de los resultados que arrojan las tres alternativas de medición anteriormente citadas; así como con la introducción de métodos de estimación robusta en el análisis de regresión. Los resultados obtenidos, independientemente de la metodología empleada, confirman un descenso en la relevancia de la información contable.

El resto del trabajo se articula como sigue: la sección 1 aborda el concepto de relevancia; la sección 2 sintetiza brevemente la literatura previa existente en torno a la evolución temporal de la relevancia; la sección 3 describe y compara las tres alternativas de medición planteadas; la sección 4 detalla la propuesta metodológica y la muestra empleada; la sección 5 presenta los resultados que se desprenden de la propuesta metodológica, así como la comparación de los mismos; y, por último, la sección 6 recoge las conclusiones e implicaciones del trabajo.

1.1. EL CONCEPTO DE RELEVANCIA VALORATIVA Y SU CONTRASTACIÓN EMPÍRICA

El concepto de relevancia valorativa de la información contable desde la perspectiva del mercado de capitales y tomado en sentido amplio⁴ ha tenido distintas acepciones⁵ en la literatura contable, y sobre todo en el tiempo. La interpretación basada en la perspectiva informativa fue la que primó en la investigación empírica que surgió a finales de los años sesenta y principios de los setenta en los Estados Unidos. Este tipo de investigación trató de analizar la utilidad de la información contable basándose en el comportamiento agregado del mercado y la hipótesis de eficiencia. Se utilizó lo que se denominó inicialmente “estudios de contenido informativo” y, más tarde, “estudios de evento”. En este contexto, se considera que la información contable es útil y, por tanto, relevante —se identifica utilidad con relevancia y con capacidad predictiva—, si se

³ Existen trabajos de revisión de esta literatura en los que se señalan los trabajos más significativos, los avances y algunas limitaciones de este tipo de estudios; entre los más recientes, podemos destacar los trabajos de Kothari (2001) y Lee (2001).

⁴ En sentido restrictivo “value-relevance” hace referencia, únicamente, a la investigación relacionada con los estudios de asociación característicos de la “vuelta al análisis fundamental” de la última década.

incorpora en los precios de los títulos en el momento de su anuncio, es decir, si se produce una reacción del mercado alrededor de la fecha de publicación de la citada información. El SFAC nº2 (1980) definió las características cualitativas de la información contable, “identificando una de ellas, la relevancia, con el criterio de la capacidad predictiva” (Cañibano y Mora, 2000, p. 136). De hecho, como señala Tua (1991, p. 87): “los términos de utilidad y relevancia se identifican con la capacidad de la información para predecir hechos futuros”. Los pioneros de esta línea de investigación fueron Ball y Brown (1968) y Beaver (1968), y fue la base de la investigación empírica de la relevancia durante los años setenta y ochenta. El contenido informativo se considera una característica de la información contable que explica la rentabilidad. Para su medición se emplean los modelos de retornos, es decir, las variables habitualmente incluidas eran dos: las rentabilidades anormales de los títulos y el incremento del beneficio actual con respecto al del período anterior —como subrogado del beneficio inesperado—.

En la década de los noventa surge una nueva orientación de la investigación empírica sobre la utilidad de la información contable para la toma de decisiones de inversión en el mercado de capitales. Aparecen los denominados “estudios de asociación”, que posteriormente pasarán a denominarse “estudios de relevancia valorativa”, ante el desarrollo de modelos teóricos capaces de guiar la selección de variables contables a incluir en el estudio. Este tipo de análisis permite analizar “la relevancia” de la información contable tal y cómo ésta se define en el marco conceptual, ya que no analiza la reacción de los precios ante la información contable, por lo que no se considera la existencia de una relación causa-efecto, sino que se utilizan modelos de regresión en períodos más amplios para analizar si existe una asociación-relación entre información contable e información del mercado. Según autores como Walter (1997) y White et al. (1998), esta línea se diferencia de la anterior, fundamentalmente, en que considera que las relaciones que se postulan entre los valores de mercado y los datos contables se tienen que contrastar empíricamente para ser aceptadas. Fueron Ou y Penman (1989) los primeros en pasar de una perspectiva informativa, según la cual la información contable se considera una señal que puede alterar las expectativas del

⁵ En este sentido puede verse Francis y Schipper (1999).

inversor, a la perspectiva de medición, según la cual la información contable no es una señal sino “un atributo relevante del valor de los títulos”. Si bien en los primeros trabajos no había un sustrato teórico que guiase la selección de variables, con el desarrollo del modelo EBO (Ohlson, 1995) se logró establecer el vínculo entre el valor de mercado de los títulos y las variables contables como son el resultado y el patrimonio neto.

Como señala Lee (2001) la mayor parte de la investigación en el mercado de capitales de los últimos veinte años ha asumido que el proceso de ajuste de precios a la información es instantáneo (eficiencia). Sin embargo, como señala este autor, la formación de precios es un proceso complejo digno de mayor atención. Pueden existir problemas asociados a una visión simplista de la eficiencia del mercado. La evidencia de las ineficiencias del mercado ha fomentado esta área de investigación que analiza una ventana temporal larga a través de hechos contables. Esto está en claro contraste con los estudios de ventana corta o contenido informativo de las décadas de los setenta y ochenta. Asimismo, según Kothari (2001), la vuelta al análisis fundamental ha tenido éxito en parte por la abundancia evidencia en la literatura en contra de la eficiencia del mercado.⁶

Como ya hemos indicado, los estudios de mercado que se desarrollan en los años setenta y ochenta utilizan variables de cambio (incrementos). A partir de la publicación del trabajo de Lev (1989) aparecen numerosos trabajos que discuten y contrastan empíricamente modelos de nivel vs. modelos de cambios. Easton y Harris (1991) y Ali y Zarowin (1992) introducen en el modelo de rentabilidades tradicional el nivel de resultados como variable explicativa. Otros, como el de Kothari y Zimmerman (1995), defienden la superioridad de los modelos de precios frente a los de rentabilidades⁷. Como señalan Barth et al. (2001) la investigación sobre relevancia examina la asociación entre variables contables y variables de mercado y la mayor parte de los modelos en los estudios de relevancia están desarrollados en forma de nivel (ej. Ohlson, 1995). Según estos autores examinar cambios en los precios o en las rentabilidades es una alternativa

⁶ Existen trabajos de revisión de esta literatura en los que se señalan los trabajos más significativos, los avances y en parte muchas de las limitaciones. De entre los más recientes cabe destacar los de Kothari (2001) y Lee (2001), así como los trabajos de revisión españoles de Arce y Giner (1997) y Arce et al. (2002).

⁷ Los autores, bajo el supuesto de “price-lead-earnings”, demuestran que la estimación de un modelo de rentabilidad arroja estimaciones sesgadas del coeficiente de asociación.

para medir la relevancia valorativa en la que la especificación concreta de las variables depende del modelo de valoración adoptado que, a su vez, depende de las hipótesis a contratar en función del objetivo planteado y de consideraciones econométricas.

Un aspecto específico desarrollado dentro de esta línea de investigación de la relevancia valorativa es el análisis de su evolución a lo largo del tiempo. Línea en la que situamos el presente estudio y que examinamos en la siguiente sección con detalle.

1.2. LITERATURA PREVIA

En los últimos años diversos estudios han intentado contrastar empíricamente la pérdida de relevancia a la que se alude en el mundo profesional como consecuencia de la inadaptación del sistema contable tradicional a las características de una realidad económica cambiante. En general, estos trabajos han utilizado tests de asociación entre variables contables (habitualmente, resultado y recursos propios) y variables de mercado (precios o rentabilidades) con el fin de determinar si esta relación ha ido evolucionando con el paso del tiempo.

Así, por ejemplo, Collins *et al.* (1997), Ely y Waymire (1999), Chang (1999) y Francis y Schipper (1999) investigan cambios sistemáticos en la relevancia de los resultados contables y del patrimonio neto en el tiempo. Sus resultados confirman que, contrariamente al clamor de la literatura profesional la relevancia de la combinación de resultados contable y patrimonio neto no ha declinado en los últimos cuarenta años en EEUU. Por lo general estos estudios muestran que, mientras el resultado contable parece haber perdido relevancia, la ha ganado el patrimonio neto. Algunos autores como Collins *et al.* (1997) aseguran que una parte importante de este trasvase de relevancia entre el beneficio y el valor contable de los fondos propios se debe al incremento de resultados negativos en la muestra, a los cambios en el tamaño de las empresa y al incremento de las inversiones en intangibles en el tiempo.

Efectivamente, algunos estudios como Elliot y Hanna (1996) y Hayn (1995) sugieren que los resultados negativos y los no recurrentes pueden afectar adversamente a la relevancia. Estos estudios también confirman que en los últimos años en EEUU ha habido un incremento de resultados negativos y de resultados extraordinarios que sugieren un descenso de la relevancia del resultado contable en el tiempo. Sin embargo, según Collins *et al.* (1997), los mismos factores que contribuyen a una pérdida de relevancia de los resultados contables pueden causar un incremento de la relevancia del patrimonio neto. Las explicaciones que se dan son dos: en primer lugar, el patrimonio neto parece una mejor aproximación de los beneficios futuros cuando los actuales tienen un gran componente transitorio; y, en segundo lugar, es un buen subrogado del valor de las empresas en caso de liquidación.

Por su parte, Lev y Zarowin (1999) investigan la utilidad de la información contable para los inversores comparada con la información total que hay en el mercado. Evidencian, mediante estudios de asociación entre la rentabilidad y los niveles y cambios en las variables independientes, que la utilidad de los resultados, del *cash-flow* y del patrimonio neto se ha deteriorado en los últimos 20 años. Documentan que ese deterioro en la utilidad de la información financiera se debe al *cambio* que se ha producido en la estructura económica. Concluyen que, tanto si dicho cambio proviene de la innovación, de la competencia o de la desregulación, el impacto del cambio sobre las operaciones y condiciones económicas de las empresas no se refleja adecuadamente en el sistema contable actual. Argumentan que es el caso de los intangibles el que afecta más seriamente al fallo del sistema actual debido fundamentalmente a la asimetría entre los costes y los ingresos. Estos autores también abordan el análisis siguiendo el modelo de Ohlson (1995) de asociación entre precios de mercado y magnitudes contables (resultado y patrimonio neto) comprobando un descenso del coeficiente de determinación (R^2) desde 1977 hasta 1996. Según estos autores la inconsistencia con los resultados obtenidos por Collins *et al.* (1997) se debe al periodo analizado.

Por su parte, Francis y Schipper (1999) analizan la evolución de la relevancia de la información contable en Estados Unidos utilizando dos metodologías distintas. Por un

lado, utilizan el modelo de asociación tradicional analizando la evolución del R^2 a lo largo del tiempo en una muestra estadounidense para un periodo de 20 años (1974-1994). Mediante esta metodología estos autores no pueden concluir que ha habido una pérdida de relevancia —más bien lo contrario— y tampoco que exista una mayor pérdida de relevancia en las empresas de alta tecnología.

Por otro lado, y con el fin de enriquecer el análisis —argumentando posibles limitaciones en el R^2 —, los autores completan su estudio con un enfoque alternativo basado en la formación de carteras⁸. En el trabajo se elaboran diferentes carteras basándose en diferentes fuentes de información contable, tales como: el signo de la variación en el resultado contable; la variación en el resultado; la variación de tesorería; y dos regresiones que incluyen diversas variables contables, una de ellas con el resultado, su variación y el patrimonio neto como variables independientes, y la otra con las variables del modelo de Lev y Thiagarajan (1989). Las autoras constatan un descenso en la relevancia de algunas de estas variables, concretamente para el caso de la variación del resultado y de las dos regresiones multivariantes, mientras que no se evidencia pérdida alguna de relevancia para el signo del resultado y la variación de tesorería. Insisten, sin embargo, en que si efectivamente se pretende analizar la evolución de la relevancia en el tiempo, los investigadores deben plantearse la utilización de metodologías alternativas posibilitando así, la comparación de resultados y la obtención de conclusiones más robustas.

Por último, destacar la aportación dentro de esta corriente de investigación de Gu (2002). El autor, siguiendo a Goldberger (1991), propone una forma alternativa de medir la capacidad explicativa de la información contable. El autor construye un estadístico basado en la dispersión de los residuos de una regresión, donde las magnitudes contables figuran como variables independientes y el precio de mercado como variable dependiente.

⁸ Esta metodología, que en la literatura anglosajona recibe el nombre de “*portfolio measure*”, también ha sido empleada por Alford *et al.* (1993). En una sección posterior se abordará su descripción.

1.3. ALTERNATIVAS EN LA MEDICIÓN DE LA RELEVANCIA

En esta sección se describen y comparan las distintas alternativas que se plantean en el trabajo para medir la relevancia de la información contable. Son tres: (i) el coeficiente de determinación (R^2) de una regresión donde el resultado y el patrimonio figuran como variables independientes y el valor de mercado como variable dependiente; (ii) las rentabilidades que obtienen distintas carteras basadas en información contable anticipada; y (iii) el grado de dispersión de los residuos de esa misma regresión. Dado que el coeficiente de determinación es un estadístico comúnmente utilizado en distintos campos de investigación, consideramos irrelevante su descripción. Nos centramos así en los otros dos.

Francis y Schipper (1999) analizan la relevancia de la información contable a través de la rentabilidad (ajustada por mercado) de carteras creadas a partir de datos contables anticipados. Aunque las autoras incorporan también en su estudio un análisis de regresión, se inclinan por la utilización de la metodología basada en carteras argumentando que este tipo de metodología —conocida como “portfolio measure”— permite controlar, a diferencia del R^2 , posibles cambios en la variabilidad de los precios no atribuibles a fuente de información alguna.⁹

El fundamento de la metodología de carteras es el siguiente: determinar qué proporción de la rentabilidad de los títulos se debe a la información que proporcionan los estados contables mediante la comparación de la rentabilidad que obtiene una cartera construida a partir de datos contables anticipados y la máxima rentabilidad posible que hubiera podido obtenerse con una ordenación alternativa de los títulos de esa misma cartera. Cuanto más se aproxime la rentabilidad de la cartera ordenada con criterios contables a la máxima rentabilidad posible con los mismos títulos de esa cartera, mayor será la relevancia de la información contable.

⁹ Mitchell y Mulherin (1994), mediante un estudio en el que analizan la correlación entre anuncios registrados en el “Dow Jones News Wire” y la actividad del mercado, concluyen que aunque la *información* juega un papel importante en la variabilidad observada en los precios, una parte importante de esa variación no se debe a fuente de información alguna.

Por otro lado, Gu (2002) retoma el análisis de regresión pero utilizando, en detrimento del R^2 tradicional, el grado de dispersión de los residuos como medida alternativa de capacidad explicativa del modelo. Siguiendo a Goldberger (1991), Gu (2002) pone de relieve las limitaciones del R^2 . Así, por ejemplo, podrían observarse diferencias entre R^2 s de un mismo modelo de regresión pero aplicado sobre muestras distintas, cuyo origen se deba únicamente a un cambio en la variabilidad de la variable independiente de una muestra a otra y no a una alteración en la relación económica subyacente.¹⁰ Con el fin de evitar esta limitación el autor propone el error estándar de la regresión —normalizado por la media de la variable dependiente¹¹— como una medida alternativa de la relevancia de la información contable.

1.4. PROPUESTA METODOLÓGICA Y MUESTRA EMPLEADA

En esta sección se detalla tanto la propuesta metodológica como la muestra utilizada. En cuanto a la propuesta metodológica podemos distinguir dos tipos de análisis: en primer lugar, un análisis de regresión del que se derivan las dos primeras medidas de relevancia, a saber, el R^2 y la dispersión de los residuos; en segundo lugar, un análisis basado en carteras.

1.4.1. Análisis de regresión

¹⁰ Supongamos cierto el siguiente modelo:

$$y_i = \alpha + \beta \cdot x_i + \varepsilon_i$$

Por definición, el R^2 de la regresión mide el porcentaje de variación de la variable dependiente explicada por el modelo con respecto a la variabilidad total de dicha variable:

$$\begin{aligned} R^2 &= \frac{\sum_i [\hat{y}_i - \text{media}(\hat{y})]^2}{\sum_i [y_i - \text{media}(y)]^2} = \frac{[b^2 \cdot \sum_i [x_i - \text{media}(x)]^2]}{[b^2 \cdot \sum_i [x_i - \text{media}(x)]^2 + \sum_i \varepsilon_i^2]} = \\ &= 1 - \frac{\sum_i \varepsilon_i^2}{[b^2 \cdot \sum_i [x_i - \text{media}(x)]^2 + \sum_i \varepsilon_i^2]} \end{aligned}$$

De lo anterior se sigue que un simple incremento en la variabilidad de la variable dependiente, $\sum_i [x_i - \text{media}(x)]^2$, provoca un incremento en el R^2 , sin que la relación económica subyacente se haya visto modificada.

¹¹ Se facilita así la comparabilidad anual.

Como ya hemos apuntado en secciones anteriores, el modelo de regresión utilizado, que toma como referencia teórica el modelo propuesto por Ohlson (1995), incorpora como variables independientes el resultado y el patrimonio neto y como variable dependiente el valor de mercado de la empresa:

$$MV_{it} = b_0 + b_1 \cdot E_{it} + b_2 \cdot BV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde,

- MV_{it} es el valor de mercado de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t ;
- E_{it} es el resultado neto después de impuestos¹² de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t ;
- BV_{it} es el valor contable de los recursos propios (que comprende el capital social, las reservas y el beneficio neto, siendo deducidos los dividendos a cuenta) de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t .

Con el fin de atenuar la influencia de un posible "efecto escala" (empresas más grandes arrojan valores más grandes), se normalizan las observaciones de cada variable por el activo total de la empresa. Los estadísticos descriptivos de las variables resultantes se muestran en la tabla 1. Las correlaciones entre variables (test de Spearman) se recogen en la tabla 2.

A diferencia de la inmensa mayoría de los trabajos publicados en esta área, hemos optado por la utilización de técnicas de regresión robusta para evitar la posible influencia de observaciones extremas. Esta elección obedece a dos criterios: (i) no desechar información y (ii) evitar la aleatoriedad en la elección de un determinado porcentaje de eliminación de observaciones.

¹² Se toma el resultado después de impuestos puesto que es el beneficio que cumple la condición del excedente neto (Iñiguez, 2003). Otros trabajos excluyen los componentes de naturaleza extraordinaria y el gasto por impuestos. Se ha comprobado que los resultados no varían cualitativamente incorporando esta última especificación.

TABLA 1
Estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en el análisis de regresión^a

	MV_{it}	E_{it}	BV_{it}
Media	0.849	0.039	0.426
Mediana	0.609	0.038	0.412
Desv. Est.	1.166	0.062	0.171
Nº Obs.	856	856	856

^aDonde MV_{it} = el valor de mercado de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t (deflactado por el activo total de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t); E_{it} = el beneficio neto después de impuestos de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t (deflactado por el activo total de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t); y BV_{it} = el valor contable de los fondos propios de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t (deflactado por el activo total de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t).

TABLA 2
Correlaciones entre variables^a (Spearman)

	MV_{it}	E_{it}	BV_{it}
MV_{it}	1	0.666***	0.469***
E_{it}		1	0.470***
BV_{it}			1

^aDonde MV_{it} = el valor de mercado de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t (deflactado por el activo total de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t); E_{it} = el beneficio neto después de impuestos de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t (deflactado por el activo total de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t); y BV_{it} = el valor contable de los fondos propios de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t (deflactado por el activo total de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t).

*** Significativo al 1%

** Significativo al 5%

* Significativo al 10%

Como decíamos, los estadísticos descriptivos son dos, a saber, el R^2 y el error estándar de la regresión. Éste último se normaliza por el valor medio de la variable dependiente (el valor de mercado), facilitando así, la comparabilidad anual. Un descenso en la relevancia de la información contable vendría dado por un descenso sistemático en el R^2 o un incremento sistemático en la dispersión de los residuos.

1.4.2. Análisis basado en carteras

En esta sección se describen las distintas carteras utilizadas en este tipo de análisis. Antes de abordar su construcción, detallaremos primero cómo se han calculado las rentabilidades de cada título y cuál ha sido el criterio seguido en la formación de las carteras.

En el trabajo se emplean rentabilidades anuales¹³ ajustadas por mercado (RAM_{it}) que obedecen a la siguiente ecuación:

$$RAM_{it} = R_{it} - \beta_{it}^* \cdot RM_t \quad (2)$$

donde,

- R_{it} es la rentabilidad anual de los títulos de la empresa i en el período t ;
- β_{it}^* es la estimación de la beta del modelo de mercado, obtenida a partir de sesenta rendimientos mensuales —cabe destacar que este planteamiento representa una mejora con respecto al realizado por Francis y Schipper (1999), donde la beta es constante e igual a uno—;
- RM_t es la rentabilidad anual de la cartera de mercado en el período t

¹³ El intervalo escogido para el cálculo de las rentabilidades asciende a doce meses, coincidiendo así con la duración del ejercicio fiscal. El criterio escogido se considera razonable dado que bajo tal criterio tanto las magnitudes contables con las de mercado hacen referencia a un mismo intervalo temporal (Iñiguez, 2003).

Una vez definidas las rentabilidades para cada uno de los títulos se procede a la formación de carteras. Como hemos apuntado ya anteriormente, las carteras se elaboran en función de datos contables anticipados con el fin de determinar la relevancia de los mismos. Dado que la información contable que incorporan las carteras debe ser representativa de la información contable *utilizada* por el mercado, hemos tenido en cuenta la siguiente consideración: tanto desde un punto de vista teórico (Ohlson, 1995) como desde un punto de vista empírico (variables comúnmente empleadas en la literatura previa relacionada) parece razonable tomar como magnitudes contables las mismas que hemos empleado en el análisis de regresión, esto es, el resultado (una variable flujo que se desprende de la cuenta de resultados) y el patrimonio neto (una variable fondo que figura en el balance). Basándonos en este criterio, hemos optado por las siguientes carteras:

-MEDIA RPREDIC_t = la rentabilidad media de la cartera que toma una posición larga (corta) en aquellas empresas que se sitúan dentro del 40% con mayor (menor) rentabilidad predicha a partir del modelo de regresión (3):

$$RAM_{it} = b_0 + b_1 \cdot E_{it} + b_2 \cdot \Delta E_{it} + b_3 \cdot BV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

donde,

- RAM_{it} es la rentabilidad anual ajustada por mercado de los títulos de la empresa i en el período t ;
- E_{it} es el resultado neto después de impuestos¹⁴ de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t ;
- ΔE_{it} es el incremento experimentado por el resultado neto después de impuestos de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t ;

¹⁴ Se toma el resultado después de impuestos puesto que es el beneficio que cumple la condición del excedente neto (Iñiguez, 2003). Otros trabajos excluyen los componentes de naturaleza extraordinaria y el gasto por impuestos. Se ha comprobado que los resultados no varían cualitativamente incorporando esta última especificación.

- BV_{it} es el valor contable de los recursos propios (que comprende el capital social, las reservas y el beneficio neto, siendo deducidos los dividendos a cuenta) de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t .

-MEDIA $RROE_t$ = la rentabilidad media de la cartera que toma una posición larga (corta) en aquellas empresas que se sitúan dentro del 40% con mayor (menor) incremento en el ROE ($ROE = B^\circ \text{ Neto} / \text{Fondos Propios}$);

Además, y con el fin de dar una mayor robustez a los resultados, se recalculan las rentabilidades asociadas a cada una de las dos carteras anteriores utilizando la mediana, en vez de la media, como medida de promedio. Las carteras resultantes son:

-MEDIANA $RPREDIC_t$ = la rentabilidad, utilizando la mediana como medida de promedio, de la cartera que toma una posición larga (corta) en aquellas empresas que se sitúan dentro del 40% con mayor (menor) rentabilidad predicha a partir del modelo de regresión (1);

-MEDIANA $RROE_t$ = la rentabilidad, utilizando la mediana como medida de promedio, de la cartera que toma una posición larga (corta) en aquellas empresas que se sitúan dentro del 40% con mayor (menor) incremento en el ROE ($ROE = B^\circ \text{ Neto} / \text{Fondos Propios}$).

La tabla 3 recoge los estadísticos descriptivos de las tres variables utilizadas en la construcción de las carteras, a saber, la rentabilidad ajustada por mercado, la rentabilidad predicha y el ROE.

TABLA 3
Estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en el análisis de carteras^a

	RPREDIC _t	ΔROE _t	Rentabilidad Ajustada _t ^b
Media	-0.006	0.001	0.000
Mediana	-0.014	0.001	-0.045
Desv. Est.	0.087	0.053	0.290
Nº Obs.	523	523	523

^aDonde RPREDIC_t = la rentabilidad predicha para cada empresa para el período t a partir del modelo de regresión (3); ΔROE_t = el incremento experimentado en el ROE (Bº Neto / Fondos Propios) para cada empresa en el período t; Rentabilidad Ajustada_t = rentabilidad anual ajustada por mercado de cada título.

^bTanto el cálculo de las rentabilidades como el procedimiento utilizado en el ajuste por mercado se detalla en la sección 1.4.2.

1.4.3. Muestra empleada

La muestra de empresas se ha obtenido a partir de la base de datos Compustat, de la que se deriva tanto la información contable como la bursátil. La información recogida parte del ejercicio 1991, puesto que en este período se hace obligatoria la publicación de información consolidada y entra en vigor la aplicación de la normativa del nuevo Plan General Contable, y alcanza el año 2000. La utilización de este período permite analizar la evolución de la relevancia por causas ajenas a los cambios en la legislación contable. Del estudio se excluyen las empresas pertenecientes al sector financiero por problemas de comparabilidad en la información financiera suministrada por este tipo de entidades en relación con el resto y aquellas observaciones con una cifra negativa de recursos propios.

La información disponible para cada empresa es la siguiente:

— Cifras de recursos propios, resultado neto después de impuestos y activo total a fecha de cierre de ejercicio. La cifra de recursos propios comprende el capital social,

las reservas y el beneficio neto del ejercicio, siendo deducidos los dividendos entregados a cuenta.

— Precio de las acciones al cierre de la última sesión de cada ejercicio y número total de títulos admitidos a cotización en esa fecha.

— Rentabilidades mensuales de las acciones desde enero de 1986 hasta diciembre de 2000. Estas rentabilidades se calcularon ajustando la variación relativa del precio por los dividendos, ampliaciones de capital y desdobles del nominal de los títulos.

Inicialmente, la muestra contiene un total de 856 observaciones empresa-año. En el análisis de regresión se emplean la totalidad de observaciones. En este análisis no se realiza exclusión alguna de observaciones extremas puesto que la utilización de técnicas de estimación robusta otorga, por construcción, un tratamiento diferencial a este tipo de observaciones (les asigna una ponderación relativamente más baja que aquellas que no se consideran extremas).

Sin embargo, en el análisis basado en carteras sí se realizan una serie de ajustes. Se requiere (i) la existencia de información contable perteneciente tanto al ejercicio objeto de análisis como al anterior (condición necesaria para proceder al cálculo de incrementos) y (ii) el haber cotizado ininterrumpidamente durante 12 meses, tomando como referencia de partida la fecha de comienzo de ejercicio. Además, también se ha llevado a cabo un proceso de eliminación consistente en descartar las observaciones más alejadas situadas en los extremos de la distribución anual observada de las tres variables utilizadas en la construcción de las carteras, a saber, la rentabilidad ajustada por mercado, la rentabilidad predicha y el ROE. Se ha empleado un intervalo de tres desviaciones típicas alrededor de la media como criterio para la eliminación de observaciones extremas. Finalmente, el número de observaciones utilizadas en el análisis de carteras asciende a 523.

1.5. EVIDENCIA EMPÍRICA

1.5.1. Resultados del análisis de regresión

La tabla 4 presenta los resultados obtenidos al estimar anualmente el modelo (1) mediante mínimos cuadrados ponderados.¹⁵ Tanto el resultado como los fondos propios presentan coeficientes significativos al 1% en todos los casos, exceptuando los últimos tres años, donde el coeficiente de los fondos propios no es significativamente distinto de cero. El coeficiente asociado al resultado es positivo en todos los años con valores que oscilan entre 0.77 y 12.97. El coeficiente sobre el valor contable de los recursos propios resultó también ser siempre positivo, con la excepción del año 1999 en el que alcanza un valor de -0.07 , con valores que oscilan entre ese -0.07 y 1.29. Los resultados también parecen evidenciar una cierta complementariedad entre las dos variables contables, dado que cuando el coeficiente asociado a una de ellas alcanza sus valores más elevados (bajos), el coeficiente asociado a la otra variable muestra sus valores más bajos (elevados).¹⁶

El coeficiente de determinación ajustado oscila entre el 37% (año 1991) y el 8% (años 1999 y 2000); en promedio, el resultado y el patrimonio neto explican un 24% de la variación registrada en el valor de mercado, lo que en el marco de la investigación en torno a la relevancia de la información contable representa un valor bajo.¹⁷ El coeficiente de dispersión (error estándar de la regresión / media variable dependiente) oscila entre 0.55 (año 1993) y 1.92 (año 1999), con un valor promedio de 0.87. Una simple inspección visual de las series temporales de ambos coeficientes alerta de la existencia de un posible comportamiento sistemático tanto en el coeficiente de determinación (patrón descendente) como en el coeficiente de dispersión (patrón ascendente). Ambas intuiciones estarían de acuerdo con la hipótesis de un descenso en la capacidad de la información contable para explicar las variaciones registradas en los precios.

¹⁵ Como se ha mencionado en la sección 3, hemos optado por la utilización de técnicas de estimación robusta.

¹⁶ El fenómeno de la complementariedad será objeto de estudio en el próximo capítulo.

¹⁷ Collins *et al.* (1997) y Francis y Schipper (1999) constatan para el mercado estadounidense un R^2 medio de 0.54 y 0.62, respectivamente.

TABLA 4
Resultados de la estimación anual del modelo:^{a y b}
 $MV_{it} = b_0 + b_1 \cdot E_{it} + b_2 \cdot BV_{it} + \varepsilon_{it}$

Año	Intercepto	E_{it}	BV_{it}	R2 ajust.	DISP
1991	-0.18 (-0.14)	2.13 (2.82)***	1.29 (3.71)***	0.37	0.61
1992	0.11 (1.30)	0.77 (2.32)**	0.75 (3.71)***	0.30	0.62
1993	0.31 (3.07)***	2.06 (2.73)***	0.65 (2.76)***	0.32	0.55
1994	0.11 (2.33)**	4.11 (4.38)***	0.73 (4.80)***	0.36	0.57
1995	0.04 (0.73)	1.21 (2.45)***	1.07 (6.96)***	0.16	0.78
1996	0.15 (2.14)**	2.60 (3.61)***	0.86 (5.27)***	0.21	0.81
1997	0.22 (3.03)***	7.75 (6.03)***	0.60 (2.78)***	0.28	0.82
1998	0.37 (3.55)***	12.97 (9.37)***	0.00 (-0.02)	0.27	0.88
1999	0.30 (3.81)***	10.10 (5.35)***	-0.07 (-0.23)	0.08	1.92
2000	0.27 (3.82)***	5.73 (3.95)***	0.13 (0.55)	0.08	1.18

^aDonde MV_{it} = el valor de mercado de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t (deflactado por el activo total de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t); E_{it} = el beneficio neto después de impuestos de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t (deflactado por el activo total de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t); y BV_{it} = el valor contable de los fondos propios de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t (deflactado por el activo total de la empresa i al término del ejercicio cerrado en el período t).

^bLa tabla muestra las estimaciones de los coeficientes (valores del estadístico t entre paréntesis); así como el R^2 ajustado y el coeficiente de dispersión ($DISP = \sigma_{\varepsilon}$ estimado / media variable dependiente)

*** Significativo al 1%

** Significativo al 5%

* Significativo al 10%

Se ha contrastado empíricamente la significatividad de estos patrones temporales mediante la estimación de los siguientes modelos de regresión:

$$AJUST_R^2_t = \alpha + \beta \cdot t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$DISP_t = \alpha + \beta \cdot t + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde $AJUST_R^2_t$ es el coeficiente de determinación ajustado que arroja la estimación para el período t del modelo de regresión (1); $DISP_t$ es el coeficiente de dispersión que arroja la estimación para el período t del modelo de regresión (1) y que se obtiene dividiendo el error estándar de la regresión entre el valor medio de la variable dependiente; y $t = 1, \dots, 9$ que se corresponde con cada uno de los años que componen el período temporal analizado 1992, ..., 2000.

La tabla 5 recoge las estimaciones de los coeficientes de los dos modelos planteados. En ambos casos se confirma la intuición apuntada. Esto es, la pendiente estimada del modelo (4) toma un valor negativo ($\beta = -0.027$, significativo al 1%) indicando un descenso sistemático en el R^2 ; mientras que la pendiente del modelo (5) toma un valor positivo ($\beta = 0.100$, significativo al 1%), indicando un incremento sistemático en la dispersión de los residuos.

TABLA 5
Evolución temporal de la relevancia de la información contable medida a través de los coeficientes de determinación (R^2) y dispersión (DISP)^a

Modelo Estimado ^b	Coefficiente α	Coefficiente β
$AJUST_R^2_t = \alpha + \beta \cdot t + \varepsilon$	0.396 (9.04)***	-0.027 (-4.71)***
$DISP_t = \alpha + \beta \cdot t + \varepsilon$	0.318 (2.12)*	0.100 (2.67)***

^aLa tabla recoge las estimaciones de los coeficientes (valores del estadístico t entre paréntesis, y aplicada la corrección de White, 1980) de los dos modelos de regresión planteados.

^bDonde $AJUST_R^2_t$ es el coeficiente de determinación ajustado que arroja la estimación para el período t del modelo de regresión descrito en la tabla 4 (modelo 1); $DISP_t$ es el coeficiente de dispersión que arroja la estimación para el período t del modelo de regresión descrito en la tabla 4 ($DISP = \sigma_\varepsilon$ estimado / media variable dependiente); y $t = 1, \dots, 9$ que se corresponde con cada uno de los años que componen el período temporal analizado 1992, ..., 2000.

*** Significativo al 1%

** Significativo al 5%

* Significativo al 10%

1.5.2. Resultados del análisis basado en carteras

La tabla 6 muestra la rentabilidad anual (ajustada por mercado) de cada una de las cuatro carteras descritas en la sección 1.4.2.

TABLA 6
Rentabilidades anuales de carteras basadas en datos contables anticipados^{a y b}
(rentabilidades ajustadas por mercado)^c

Año	MEDIA_RPREDIC _t	MEDIANA_RPREDIC _t	MEDIA_RROE _t	MEDIANA_RROE _t
1992	0.33	0.43	0.42	0.56
1993	0.59	0.80	0.23	0.40
1994	0.49	0.74	0.63	0.86
1995	0.42	0.57	0.12	0.13
1996	0.00	0.07	0.26	-0.05
1997	0.28	0.22	0.20	0.21
1998	0.07	-0.04	0.31	0.28
1999	0.22	0.21	0.13	0.27
2000	0.01	0.02	0.09	-0.06

^aA efectos de comparabilidad anual, las rentabilidades de cada cartera están deflactadas por la rentabilidad máxima que podría obtenerse si se hubiera tomado la posición correcta en cada uno de los títulos que la componen, esto es, en largo (corto) en aquellos títulos con rentabilidades ajustadas al mercado positivas (negativas).

^bDonde $MEDIA_RPREDIC_t$ = la rentabilidad media de la cartera que toma una posición larga (corta) en aquellas empresas que se sitúan dentro del 40% con mayor (menor) rentabilidad predicha a partir del modelo de regresión (3); $MEDIANA_RPREDIC_t$ = la rentabilidad, utilizando la mediana como medida de promedio, de la cartera que toma una posición larga (corta) en aquellas empresas que se sitúan dentro del 40% con mayor (menor) rentabilidad predicha a partir del modelo de regresión (3); $MEDIA_RROE_t$ = la rentabilidad media de la cartera que toma una posición larga (corta) en aquellas empresas que se sitúan dentro del 40% con mayor (menor) incremento en el ROE (ROE = Bº Neto / Fondos Propios); $MEDIANA_RROE_t$ = la rentabilidad, utilizando la mediana como medida de promedio, de la cartera que toma una posición larga (corta) en aquellas empresas que se sitúan dentro del 40% con mayor (menor) incremento en el ROE (ROE = Bº Neto / Fondos Propios).

^cTanto el cálculo de las rentabilidades como el procedimiento utilizado en el ajuste por mercado se detalla en la sección 1.4.2.

El comportamiento medio de cada una de ellas a lo largo del tiempo es el siguiente: 26% para la cartera $MEDIA_RPREDIC_t$, 33% para la cartera $MEDIANA_RPREDIC_t$, 26% para la cartera $MEDIA_RROE_t$, y 28% para la cartera $MEDIANA_RROE_t$. La comparación directa entre carteras formadas en función de rentabilidades predichas y carteras formadas en función del ROE arroja un saldo ligeramente a favor de las primeras (tanto en media como en mediana). Esto, en un principio, podría achacarse al hecho de que el modelo de regresión del que se desprenden las rentabilidades predichas asigna un coeficiente distinto a cada variable contable (beneficio y patrimonio neto), mientras que el ROE se limita a mostrar la relación entre ellas.

Con el objeto de constatar empíricamente una posible pérdida de relevancia de los estados contables se estima, para cada una de las carteras, el modelo de regresión (6):

$$RENT_t = \alpha + \beta \cdot t + \varepsilon_t \quad (6)$$

donde,

- $RENT_t$ es la rentabilidad anual para el período t de una determinada cartera ($MEDIA_RPREDIC_t$, $MEDIANA_RPREDIC_t$, $MEDIA_RROE_t$ o $MEDIANA_RROE_t$);
- $t = 1, \dots, 9$ que se corresponde con cada uno de los años que componen el período temporal analizado 1992, ..., 2000.

La tabla 7 presenta los resultados de las distintas regresiones. Los interceptos estimados confirman la idea que se desprendía de la comparación de las rentabilidades promedio de cada cartera a lo largo del tiempo, a saber, que las carteras formadas en función de rentabilidades predichas (tanto en media como en mediana) arrojan mayores rentabilidades que las carteras formadas en función del ROE. A su vez, las pendientes estimadas (todas de signo negativo y significativas al 1% y 5%) evidencian un descenso en la relevancia de información contable.

TABLA 7

Evolución temporal de la relevancia de la información contable medida a través de la rentabilidad de carteras basadas en datos contables anticipados^a

Modelo Estimado ^b	Coefficiente α	Coefficiente β
$MEDIA_RPREDIC_t = \alpha + \beta \cdot t + \varepsilon$	0.548 (4.65)***	-0.056 (-3.17)***
$MEDIANA_RPREDIC_t = \alpha + \beta \cdot t + \varepsilon$	0.778 (4.36)***	-0.088 (-3.29)***
$MEDIA_RROE_t = \alpha + \beta \cdot t + \varepsilon$	0.447 (3.81)***	-0.036 (-2.40)**
$MEDIANA_RROE_t = \alpha + \beta \cdot t + \varepsilon$	0.618 (3.83)***	-0.065 (-2.99)**

^aLa tabla recoge las estimaciones de los coeficientes (valores del estadístico t entre paréntesis, y aplicada la corrección de White, 1980) de los cuatro modelos de regresión planteados.

^bDonde $MEDIA_RPREDIC_t$ = la rentabilidad media de la cartera que toma una posición larga (corta) en aquellas empresas que se sitúan dentro del 40% con mayor (menor) rentabilidad predicha a partir del modelo de regresión (3); $MEDIANA_RPREDIC_t$ = la rentabilidad, utilizando la mediana como medida de promedio, de la cartera que toma una posición larga (corta) en aquellas empresas que se sitúan dentro del 40% con mayor (menor) rentabilidad predicha a partir del modelo de regresión (3); $MEDIA_RROE_t$ = la rentabilidad media de la cartera que toma una posición larga (corta) en aquellas empresas que se sitúan dentro del 40% con mayor (menor) incremento en el ROE (ROE = Bº Neto / Fondos Propios); $MEDIANA_RROE_t$ = la rentabilidad, utilizando la mediana como medida de promedio, de la cartera que toma una posición larga (corta) en aquellas empresas que se sitúan dentro del 40% con mayor (menor) incremento en el ROE (ROE = Bº Neto / Fondos Propios); y $t = 1, \dots, 9$ que se corresponde con cada uno de los años que componen el período temporal analizado 1992, ..., 2000.

*** Significativo al 1%

** Significativo al 5%

* Significativo al 10%

1.6. CONCLUSIONES E IMPLICACIONES

El propósito del presente trabajo ha sido contrastar una posible pérdida en la relevancia de los estados contables en España durante la última década. Conscientes de las limitaciones inherentes a una muestra con un número relativamente bajo de observaciones, hemos utilizado tres alternativas distintas de medición así como técnicas de estimación robusta en el análisis de regresión.

La primera de las alternativas de medición toma como medida de relevancia el coeficiente de determinación (R^2) de una regresión, en la que el resultado y el patrimonio neto figuran como variables independientes y el precio de mercado como variable dependiente; la segunda, el coeficiente de dispersión de esa misma regresión; y la tercera, la rentabilidad de carteras basadas en datos contables anticipados.

Los resultados revelan, por un lado, un descenso en la capacidad de los datos contables para explicar la variación registrada en los precios (bien mediante el descenso en el R^2 o bien mediante un incremento en la dispersión de los residuos), por otro, un descenso en las rentabilidades de carteras basadas en datos contables anticipados.

Así pues, nuestros resultados constatan una pérdida en la relevancia de la información contable en España a lo largo de la última década. Autores como Francis y Schipper (1999), que obtienen resultados similares para el mercado estadounidense, sugieren que la causa de dicho descenso puede deberse al incremento del número de empresas de alta tecnología en la muestra, y la consiguiente falta de adaptación del sistema contable tradicional a las características de este tipo de empresas. De hecho, la principal razón a la que aluden académicos y profesionales que denuncian la pérdida de relevancia es precisamente la no adaptación del sistema a los cambios habidos, fundamentalmente de carácter tecnológico, que ha hecho cambiar en los últimos años la estructura empresarial. En nuestra opinión, una vez superadas las limitaciones metodológicas, si se logra evidenciar que efectivamente existe una pérdida de relevancia de la información contable, habría que dedicar efectivamente grandes esfuerzos a contrastar, más que sugerir, las causas de esa pérdida e intentar subsanar el problema de la adaptación del sistema contable a la nueva realidad económica.

BIBLIOGRAFÍA

ARCE, G. Y GINER, B. (1997), “El papel del análisis fundamental para la determinación de los precios en los mercados financieros”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 26, 697-727.

ARCE, G. Y GINER, B. Y REVERTE, C. (2002), “El papel del análisis fundamental en la investigación del mercado de capitales: análisis crítico de su evolución”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 31, 1111-1150.

ALFORD, A.; J. JONES; R. LEFTWICH; Y M. ZMIJESKI (1993), “The relative informativeness of accounting disclosures in different countries”, *Journal of Accounting Research Supplement*: 183-223.

ALI, A. Y ZAROWIN, P. (1992), “The role of earnings levels in annual earnings returns studies”, *Journal of Accounting Research, Autumn*, 286-296.

BALL, R. Y P. BROWN (1968), “An empirical evaluation of accounting income numbers”, *Journal of Accounting Research Autumn*, 159-178.

BARTH, M., W. BEAVER Y W. LANDSMAN (1998), “Relative valuation roles of equity book value and the net income as a function of financial health”, *Journal of Accounting & Economics* 25, 1-34.

BARTH, M., W. BEAVER Y W. LANDSMAN (2001), “The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: another view”, *Journal of Accounting & Economics* 31, 77-104.

BARTH, M. Y S. KALLAPUR (1996), “The effects of cross-sectional scale differences on regression results in empirical accounting research”, *Contemporary Accounting Research* 13, 527-567

BASU, S. (1997), "The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings", *Journal of Accounting & Economics* 24, 3-37.

BEAVER, W. (1968), "The information content of annual earnings announcements", *Journal of Accounting Research* 6, 67-92

BEAVER, W., LAMBERT, R. Y MORSE, D. (1980), "The information content of security prices", *Journal of Accounting & Economics* 2, 3-28.

BERGER, P., E. OFEK Y I. SWARY (1996), "Investors valuation of the abandonment option", *Journal of Financial Economics* 42, 257-287.

BROWN, S., K. LO Y T. LYS (1999), "Use of R² in accounting research: measuring changes in value relevance over the last four decades", *Journal of Accounting & Economics* 28, 83-115

BURGSTHALER, D. Y I. DICHEV (1998), "Earnings, adaptation and equity value", *The Accounting Review*, 72, 187-215.

CAÑIBANO, L., MORA, A. (2000), "Evaluating the statistical significance of the facto accounting harmonization: a study of European global players", *European Accounting Review* 3, 349-369.

CHANG, J. (1999): "The decline in value relevance of earnings and book value", Working Paper, University of Pennsylvania.

COLLINS, D.W., E.L. MAYDEW Y I. WEISS (1997), "Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years", *Journal of Accounting and Economics*, 24, 39-67

EASTON, P. Y HARRIS, T. (1991), "Earnings as a explanatory variable for returns", *Journal of Accounting Research*, Spring, 19-36.

ELY, K., G. WAYMIRE (1999), "Intangible Assets and Stock Prices in the Pre-SEC Era", *Journal of Accounting Research*, 37 (Supplement), 17-54

ELLIOT, J., D. HANNA (1996), "Repeated accounting write-offs and the information content of earnings", *Journal of Accounting Research Supplement*, 135-155

FRANCIS, J. Y K. SCHIPPER (1999), "Have financial statements lost their relevance?", *Journal of Accounting Research* 37, 319-352

GARCÍA, J.M. Y MORA, A. (2003b), "La incorporación asimétrica de noticias al resultado contable en un contexto europeo: evidencia empírica", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 116, 184-235.

GARCÍA, J.M. Y MORA, A. (2003c), "Balance sheet versus earnings conservatism in Europe", *European Accounting Review*, aceptado y pendiente de publicación.

GINER INCHAUSTI, B. (1999), "La vuelta al análisis fundamental en la investigación relacionada con el mercado de capitales" Ponencia presentada a la V Jornada de Trabajo sobre Análisis Contable, ASEPUC (Cádiz)

GINER, B. Y W. REES (1999), "A valuation based analysis of the accounting reforms", *Journal of Management and Governance* (3:1), 1-18

GINER, B. Y W. REES (2001), "On the asymmetric recognition of good and bad news in France, Germany and the United Kingdom", *Journal of Business, Finance and Accounting* 28, 1285-1331.

GIVOLY, D., Y C. HAYN (2000), "The changing time series properties of earnings, cash flows and accruals: has financial reporting become more conservative?", *Journal of Accounting and Economics*, 29, 287-320.

GOLDBERGER, A. (1991), "A course in Econometrics", Boston: Harvard University Press.

GU, ZHAOYANG, 2002, "Cross-sample Incomparability of R2s and Additional Evidence on Value Relevance Changes Over Time", Working Paper, Graduate School of Industrial Administration, Carnegie Mellon University

HAYN, C. (1995), "The information content of losses", *Journal of Accounting and Economics*, 20, 125-153.

IÑÍGUEZ, R. (2003), "Aplicación de los modelos de Feltham-Ohlson para la predicción de beneficios y la valoración de acciones", Tesis Doctoral, Universidad de Alicante

KOTHARI, S.P., 2001, Capital Markets Research in Accounting. *Journal of Accounting and Economics*, 31:3-75

KOTHARI, S., ZIMMERMAN, J. (1995), "Price and Return Models", *Journal of Accounting and Economics*, 20, 155-192

LEE, C. M. C. (2001). "Market Efficiency and Accounting Research: A Discussion of 'Capital Market Research in Accounting' by S.P. Kothari" *Journal of Accounting and Economics*, 31, 233-253.

LEV, B. (1989), "On the Usefulness of Earnings: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research", *Journal of Accounting Research*, Supplement

LEV, B., Y S. THIAGARAJAN (1993), "Fundamental Information Analysis", *Journal of Accounting Research*, 31, 190-215.

LEV, B., Y P. ZAROWIN (1999), "The boundaries of financial reporting and how to extend them", *Journal of Accounting Research* 37, 353-385

OHLSON J. A. (1995), "Earnings, book values, and dividends in security valuation", *Contemporary Accounting Research*, 11, 661-688.

OU, J Y S. PENMAN (1989): "Financial Statement Analysis and the Prediction of Stocks Returns." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 11, 1989, pp. 295-329.

TUA, J. (1991), "La investigación empírica en contabilidad. La hipótesis de eficiencia del mercado", M.Mº de Economía y Hacienda, 1991, 366,pp. 1600

WALKER, M. (1997), "Clean Surplus Accounting Models and Market Based Accounting Research: A Review", *Accounting and Business Research*, 1997.

WHITE, H. (1980), "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica*, 48, 417-438

WHITE, G., A. SONDHI, Y D. FRIED (1998), "The Analysis and Use of Financial Statements", Second Edition, New York, John Wiley & Sons.



Universitat d'Alacant
Universidad de Alicante

CAPÍTULO 2

CONVEXIDAD EN LA RELACIÓN PRECIO-RESULTADO Y PRECIO-FONDOS PROPIOS

CAPÍTULO 2. CONVEXIDAD EN LA RELACIÓN PRECIO-RESULTADO Y PRECIO-FONDOS PROPIOS

El beneficio contable y el valor de los fondos propios desempeñan un papel central en el proceso de valoración de las empresas. Sin embargo, el modo en que ambas variables intervienen en la formación de precios supone un interrogante aún vigente en el mundo académico. A pesar del volumen de literatura existente al respecto, nuestro conocimiento en torno a cómo estas variables contables intervienen en la generación de valor es todavía limitado.

Como señalan Holthausen y Watts (2001), la literatura previa relacionada presenta una serie de limitaciones. En primer lugar, la mayoría de los estudios empíricos que abordan este tema contrastan predicciones que carecen de una base teórica formal. En segundo lugar, tanto el beneficio contable como el valor de los fondos propios son tratados como fuentes independientes de información y se desconoce, en gran medida, el modo en que ambas interactúan. Y, por último, los estudios empíricos realizados descansan en modelos de valoración que no recogen hechos tan relevantes como las oportunidades de crecimiento de las empresas o la opción de abandono.

En nuestra opinión, los trabajos de Burgstahler y Dichev (1997) y Zhang (2000) marcan una nueva orientación en la investigación empírica contable, al incorporar la teoría de opciones reales en sendos modelos de valoración basados en medidas contables. Así, BD desarrollan un modelo que reconoce la posibilidad de adaptar los recursos de la empresa a una actividad alternativa a la que habitualmente realiza, incluyendo en el valor de mercado el valor ex-ante de esta opción. Zhang recoge la posibilidad por parte de las empresas de elegir entre ampliar sus actividades cuando la rentabilidad asociada a sus actividades sea lo suficientemente elevada, o el cese de la actividad cuando la rentabilidad no alcanza un determinado nivel. En ambos modelos las decisiones de inversión/desinversión vendrán dadas por los valores relativos del beneficio y los fondos propios (ROE), sugiriendo así la utilización conjunta de ambas variables en el proceso de valoración.

A partir de los dos modelos podemos configurar dos conjuntos de predicciones. El primero, hace referencia al impacto del beneficio y los fondos propios en el valor de mercado, medido a través de los coeficientes de un modelo de regresión en el que el valor de mercado figura como variable dependiente y, como variables independientes, las medidas contables en cuestión¹. El segundo conjunto hace referencia al poder explicativo relativo de ambas variables con respecto a las variaciones registradas en el valor de mercado. El contraste de las predicciones vinculadas a este último conjunto se basará en la comparación de la suma de los cuadrados de los errores de las distintas regresiones que se derivan de la utilización de modo individual o conjunto de las dos variables contables como variables explicativas del modelo.

El presente trabajo pretende contribuir a la literatura existente validando empíricamente las predicciones que se derivan de las propuestas teóricas de Burgstahler y Dichev (1997) y Zhang (2000). El análisis empírico se circunscribe al mercado de capitales español.²

El resto del trabajo se organiza como sigue. En la sección 1 se realiza una síntesis de la literatura previa relacionada así como de los dos modelos teóricos a contrastar. La revisión de estos dos modelos incluye las predicciones teóricas que de ellos se derivan. En la sección 2 se detallan la muestra, las variables y los estadísticos descriptivos. Los modelos empleados para el contraste empírico y las predicciones sobre el valor de los coeficientes se recogen en la sección 3. La sección 4 analiza los resultados obtenidos. Finalmente, la sección 5 ofrece las conclusiones e implicaciones para investigaciones futuras.

¹ Este es el modelo que se ha empleado habitualmente en la literatura relacionada con la relevancia valorativa de la información contable.

² Mientras que Burgstahler y Dichev (1997) incluyen en su trabajo la validación empírica del modelo, Zhang (2000) se limita a la propuesta teórica. Hasta la fecha, no tenemos constancia de ningún artículo publicado en el que se valide este modelo. En un working paper, Cheng y Zhang (2003) contrastan empíricamente el modelo de Zhang con datos procedentes del mercado estadounidense.

2.1. LITERATURA PREVIA

Diferentes modelos de valoración han sido utilizados en la literatura contable con el fin de contrastar la relevancia de la información que se desprende de los estados financieros de la empresa. Uno de ellos es el modelo de capitalización de beneficios. Desde el trabajo seminal de Ball y Brown (1968), diferentes autores han tomado como referencia teórica el modelo de capitalización de beneficios en el desarrollo de su investigación (Kormendi y Lipe, 1987; Kothari, 1992; Kothari y Zimmerman, 1995; entre otros). Habitualmente, en este tipo de trabajos se asume que la relación precio-resultado es homogénea.

Estudios más recientes cuestionan la validez del supuesto de homogeneidad. Así, Hayn (1995) encuentra que el contenido informativo del resultado difiere según el signo de éste último. Hayn (1995) argumenta esta evidencia basándose en la existencia de un nivel crítico de beneficio, por debajo del cual el valor de la empresa vendría dado por su valor de liquidación y no por un múltiplo del resultado. En la misma línea e incorporando la teoría de opciones, Berger et al. (1996) argumentan que el valor de mercado recoge el valor de la opción de abandono o liquidación. Los autores encuentran que para aquellas empresas en las que la ejecución de la opción de abandono es más probable, el valor de la empresa está relacionado positivamente con su valor de liquidación, confirmando así la necesidad de incluir en el modelo de valoración otra variable distinta al resultado. A su vez, Subramanyan y Wild (1996) demuestran que la relevancia del resultado decrece conforme se incrementa el riesgo de quiebra, utilizando el factor Z de Altman como indicador de riesgo.

La necesidad de incluir en el modelo de valoración una variable distinta al resultado capaz de explicar la evidencia descrita, lleva a Barth et al. (1998) a investigar qué variable contable puede ser representativa del valor de abandono de la empresa. Los autores defienden la utilización de los fondos propios como aproximación aceptable.

Sin embargo, ninguno de los trabajos citados desarrolla modelo teórico alguno capaz de dar respuesta a la evidencia teórica aportada. Los trabajos de Burgstahler y Dichev (1997) y Zhang (2000) suponen un paso adelante en la investigación contable orientada hacia el mercado de capitales al incorporar la teoría de opciones reales en sendos modelos de valoración basados, únicamente, en variables contables. Mientras que Burgstahler y Dichev (1997) incluyen en su modelo la opción de adaptación —concepto más amplio que el de liquidación y que analizamos más adelante—, Zhang (2000) incorpora además la opción por parte de la empresa de proceder a la expansión de sus actividades.

Pasamos a discutir con detalle ambos modelos, ya que sus predicciones darán lugar al trabajo empírico posterior.

2.1.1. Modelo de Burgstahler y Dichev (1997)

Burgstahler y Dichev (1997) desarrollan un modelo de valoración que reconoce la posibilidad de adaptar los recursos de la empresa a una actividad alternativa de la que habitualmente realiza, incluyendo en el valor de mercado el valor ex ante de esta opción. Los autores consideran a la empresa como un ente que combina un conjunto de recursos con una *tecnología específica*, entendida ésta como el modo en el que la empresa utiliza esos recursos para obtener una determinada senda de beneficios y que define la actividad de la misma³.

A su juicio, el valor de una empresa se compone de dos elementos complementarios: por un lado, (1) el valor que se obtiene descontando la corriente futura de beneficios bajo el supuesto de que la empresa continúe aplicando a sus recursos la misma *tecnología específica* utilizada hasta el momento —a lo que los autores llaman valor de recurrencia⁴—, por otro, (2) el valor resultante de la adaptación de esos mismos recursos a una actividad

³ El término en inglés es *business technology*, concepto similar al que manejaban Barth y Landsman (1995) cuando hacían mención al *managerial skill* (habilidad o destreza en la gestión).

⁴ El término en inglés es *recursion value*. Los autores mencionan a Sterling (1968) como precursor de este concepto cuando hace referencia al *stationary state* (estado estacionario) como aquel estado en el que la empresa continúa comportándose como en el pasado.

alternativa –o valor de adaptación–. Los usos alternativos de los recursos incluyen tanto las adaptaciones externas, donde los recursos se venden a otra empresa, como las internas, en las que la empresa mantiene la propiedad de sus activos adaptándolos hacia una nueva actividad.

El beneficio contable nos proporciona información en torno al grado de aprovechamiento de los recursos de la empresa en el ejercicio de su actividad actual, mientras que los fondos propios representan el valor contable del conjunto de activos pertenecientes a los propietarios. Cabe esperar, pues, que sea precisamente el beneficio contable la variable relevante en el proceso de valoración cuando la empresa opte por continuar desarrollando su actividad actual. Sin embargo, en el caso de que decida adaptar sus recursos a un uso alternativo la variable relevante será entonces el valor contable de los fondos propios. En concreto, los autores defienden que la participación de cada variable en el proceso de valoración de la empresa dependerá de su magnitud relativa, esto es, de la ratio resultado/fondos propios (ROE). Un valor elevado de esta ratio alentará a la empresa a continuar en el desarrollo de su actividad actual, por lo que el beneficio se considerará la variable adecuada para determinar el valor de la entidad. Si, por el contrario, su valor fuera bajo, el beneficio contable perdería su importancia convirtiéndose los fondos propios en la variable relevante.

El modelo desarrollado por BD incorpora el razonamiento anterior considerando la *opción* de los accionistas de elegir entre el valor de recurrencia o el valor de adaptación. El valor de la empresa vendrá dado, entonces, por la siguiente expresión:⁵

$$V(\hat{E}, AV) = E[\max(c \cdot \hat{E}, AV)] = \int_{\hat{E}} \int_{AV} \max(c \cdot \hat{E}, AV) \cdot f(\hat{E}, AV) \cdot dAV \cdot d\hat{E}$$

donde,

- $E[\max(c \cdot \hat{E}, AV)]$ es la esperanza del valor máximo entre $c \cdot \hat{E}$ y AV ;

⁵ Dado que el trabajo se centra en el análisis de la relación entre valores contemporáneos tanto del valor de mercado como de las variables contables, los subíndices temporales se omiten en aras de una mayor simplicidad.

- \hat{E} representa el beneficio futuro esperado manteniendo la escala actual de las operaciones;
- c es el factor de capitalización de los beneficios;
- AV representa el valor de adaptación de la empresa.

\hat{E} y AV se consideran variables aleatorias. Su función de distribución conjunta obedece a una distribución normal multivariante y su función de densidad viene determinada por un vector de medias y una matriz de covarianzas, $f(\hat{E}, AV) = f(\{\mu_{\hat{E}}, \mu_{AV}\}, \{\sigma_{\hat{E}}, \sigma_{AV}, \sigma_{\hat{E}, AV}\})^6$.

Sea $f(\hat{E}/AV)$ la función de densidad condicionada del beneficio con respecto al valor de adaptación. Entonces, el valor de una empresa vendría dado por la siguiente expresión:

$$V(\hat{E}/AV) = -\infty \int^{AV/c} AV \cdot f(\hat{E}/AV) \cdot d\hat{E} + \int_{AV/c}^{+\infty} c \cdot \hat{E} \cdot f(\hat{E}/AV) \cdot d\hat{E} \quad (1)$$

AV/c es el punto de indiferencia del inversor, donde el valor de recurrencia se iguala al valor de adaptación. Si $\hat{E} > AV/c$, los accionistas defenderán el mantenimiento de la actividad actual; mientras que si $\hat{E} < AV/c$, los accionistas optarán por adaptar los recursos de la empresa hacia un uso alternativo.

Reordenando términos tenemos:

$$V(\hat{E}/AV) = AV + \int_{AV/c}^{+\infty} (c \cdot \hat{E} - AV) \cdot f(\hat{E}/AV) \cdot d\hat{E}^7$$

Es decir, el valor de una empresa condicionado a un valor de adaptación constante viene dado por la suma de ese valor de adaptación más el valor de una opción sobre el

⁶ La covarianza entre el beneficio y los fondos propios será generalmente de signo positivo. Aquellas empresas que arrojan un nivel superior, en términos absolutos, de beneficios emplean habitualmente una mayor cantidad de recursos (AV); y las empresas con mayores recursos suelen generar mayores resultados.

⁷ Recordemos que $-\infty \int^{+\infty} f(x) \cdot dx = 1$ y $-\infty \int^a f(x) \cdot dx = 1 - \int_a^{+\infty} f(x) \cdot dx$.

valor de recurrencia. En concreto, la integral de la expresión anterior representa una opción del tipo *call* cuyo valor es creciente con respecto a la media condicionada del beneficio esperado.

El peso de cada componente en el proceso de valoración depende de la magnitud del ratio \hat{E}/AV , de tal modo que un valor elevado de este ratio implicaría un mayor peso del beneficio contable y viceversa. Esto equivale a suponer una función de valoración convexa con respecto a cada una de las variables, es decir, el valor de mercado de una empresa será una función convexa del resultado (dado un valor constante del valor de adaptación) y convexa respecto al valor de adaptación (dado un valor constante del resultado).

La convexidad de la relación precio-resultado (dado un valor de adaptación constante) se deduce a partir del análisis de la primera derivada de la expresión (1) con respecto a la media condicionada del beneficio (μ_E). Intuitivamente, a medida que $\mu_E \rightarrow -\infty$, la mayor parte de la masa de probabilidad de $f(\hat{E}/AV)$ se concentra por debajo de AV/c , por lo que V se aproxima a AV y $dV/d\mu_E \rightarrow 0$. De igual modo, conforme $\mu_E \rightarrow +\infty$, la mayor parte de la masa de probabilidad de $f(\hat{E}/AV)$ se concentra por encima de AV/c , por lo que V se aproxima a $c \cdot \mu_E$ ⁸ y $dV/d\mu_E \rightarrow c$.

El gráfico 1 ilustra este razonamiento. La línea de puntos horizontal representa un valor constante del valor de adaptación. La recta con pendiente c representa el valor de recurrencia, creciente con respecto al beneficio esperado. Ambas líneas se cruzan en el punto de indiferencia del accionista, $\hat{E} = AV/c$. El valor de la empresa se aproxima al valor de adaptación por la izquierda y al valor de recurrencia por la derecha. Cuanto menor sea el beneficio esperado, mayor será la parte del valor de mercado atribuible al valor de adaptación; por el contrario, para valores elevados del beneficio esperado, el valor de mercado vendrá determinado, principalmente, por ese beneficio capitalizado. Mediante un razonamiento análogo, se establece una idéntica relación (de tipo convexo) entre el precio y el valor de adaptación.

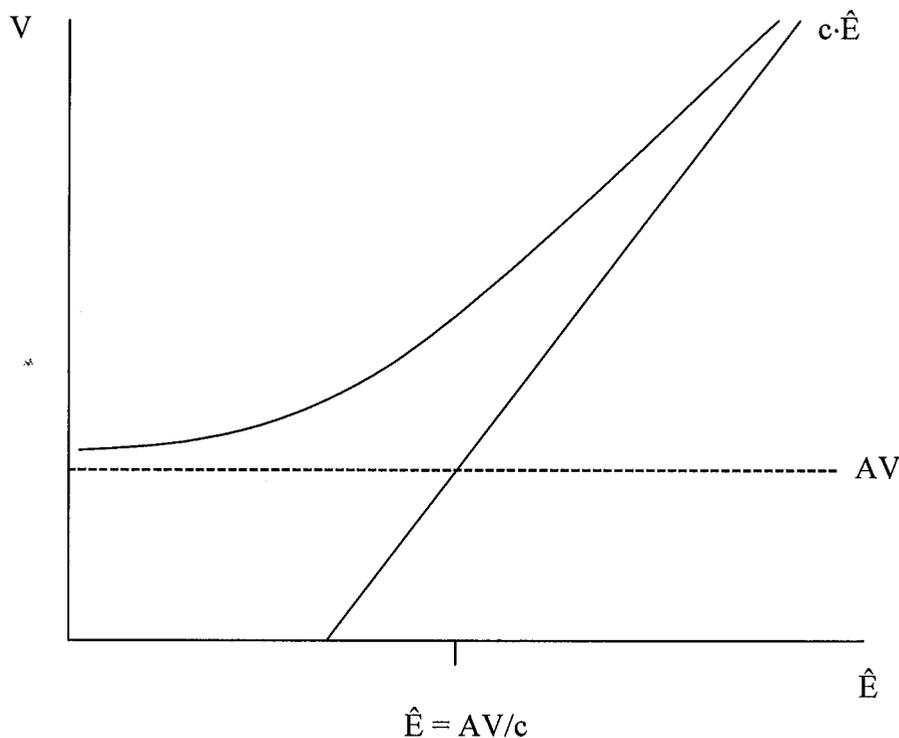
⁸ Recordemos que $E(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) \cdot dx$.

Las predicciones que se derivan del análisis anterior son las siguientes:

- Predicción BD1: Dado un valor de adaptación, el valor de mercado es una función creciente y convexa del beneficio.
- Predicción BD2: Dado un nivel de beneficio, el valor de mercado es una función creciente y convexa del valor de adaptación.

GRÁFICO 1

Relación teórica entre el valor de la empresa y el beneficio esperado manteniendo un valor de adaptación constante



2.1.2. Modelo de Zhang (2000)

El modelo desarrollado por Zhang (2000) incorpora la teoría de opciones reales en el marco desarrollado por Ohlson (1995) y Feltham y Ohlson (1995, 1996). A diferencia de modelos anteriores, en los que se asume que la generación de valor sigue un proceso lineal predeterminado —por ejemplo, un proceso autorregresivo de orden 1 para los beneficios anormales en el caso de Ohlson (1995)—, el modelo de Zhang recoge la posibilidad por parte de las empresas de elegir entre diferentes alternativas de inversión/desinversión (presentadas como opciones reales), erigiéndose así las medidas contables en señales con capacidad para guiar este tipo de decisiones.

Zhang dibuja un escenario en el que la empresa debe optar entre ampliar sus actividades, cuando la rentabilidad asociada a sus inversiones sea lo suficientemente elevada, o el cese de la actividad, cuando la rentabilidad no alcanza un determinado nivel. En este contexto, el proceso de valoración requiere, en primer lugar, la formación de expectativas en torno a las decisiones de inversión de las empresas en función del grado de eficiencia con el que éstas realizan su actividad y, en segundo lugar, la valoración de los flujos de caja que se derivan de esas decisiones de inversión. Este enfoque, a diferencia del propuesto por Ohlson (1995) y Feltham y Ohlson (1995, 1996), vincula la estrategia de inversión de una empresa a la información observada en un determinado período, convirtiéndose así en una variable endógena del modelo.

Será pues la rentabilidad, —la eficiencia o destreza con la que la empresa opera su activo (el parámetro q en el modelo de Zhang)— la señal que guíe las decisiones de inversión de la empresa. Por un lado, si la rentabilidad es excesivamente baja la empresa optará por el cese de la actividad. Su valor vendrá dado, entonces, por el valor de adaptación. Por otro, la empresa puede optar por mantener la escala actual de las operaciones si la rentabilidad no es lo suficientemente baja como para proceder al cese, ni lo suficientemente alta como para expandir la actividad. En este caso, y bajo el supuesto de

que la rentabilidad futura esperada equivale a la actual⁹, el valor de la empresa vendrá determinado por la capitalización del beneficio actual —Zhang asume un factor de capitalización constante—. Finalmente, si la rentabilidad es lo suficientemente alta como para acometer nuevas inversiones, la empresa optará por la expansión. El valor de la empresa vendrá dado por la capitalización del beneficio que se espera obtener tanto del activo en curso como de la nueva inversión.

Según Zhang (2000), el valor de la empresa puede expresarse como¹⁰

$$V = P_c(q) \cdot as + X^e / (R-1) + C_e(q) \cdot G \quad (2)$$

donde,

- as es el activo de la empresa;
- q es la eficiencia (rentabilidad) con al que la empresa manipula su activo;
- $[P_c(q) \cdot as]$ es el valor de la opción (put) de proceder al cese de la actividad;
- X^e es el beneficio económico de la empresa;
- R equivale a $(1+r)$; donde r es la rentabilidad del activo libre de riesgo;
- G es la inversión que acomete la empresa en el caso de expansión;
- $[C_e(q) \cdot G]$ es el valor de la opción (call) de expandir la actividad.

El valor de la empresa vendrá determinado, entonces, por el valor esperado de la empresa bajo el supuesto de que se mantiene en el futuro la escala actual de las operaciones, más el valor de la opción (put) de proceder al cese de la actividad y el valor de la opción (call) de expandir la actividad. Dado que la decisión de ejercitar una opción u otra dependerá de la eficiencia (parámetro q) futura, en la medida en la que el valor futuro de ese parámetro dependa de su valor actual, el valor de las dos opciones también dependerá del valor actual de q .

⁹ En el modelo de Zhang este supuesto se recoge en el proceso estocástico asumido para el parámetro q (un *random-walk*).

¹⁰ Dado que el trabajo aborda la relación entre valor y magnitudes contables contemporáneas, se omiten los subíndices temporales para mayor simplicidad.

Predicciones del modelo¹¹

Con el objeto de profundizar en la relación teórica precio-resultado y precio-fondos propios, se abordan a continuación las derivadas de primer y segundo orden de la contrapartida contable del modelo (2), a saber,

$$V = [E / (R-1)] + P_c(E/BV) \cdot BV + C_e(E/BV) \cdot G' \quad (3)$$

donde,

- E es el beneficio contable de la empresa;
- BV representa el valor contable de los fondos propios de la empresa;
- El cociente E/BV actúa como subrogado contable de la eficiencia q;
- G' es el valor contable de la inversión que acomete la empresa en el caso de expansión.

Por motivos de comprensión, Zhang circunscribe el análisis a tres tipos de empresas: (i) *empresas de baja eficiencia*, (ii) *empresas en estado estacionario* y (iii) *empresas con potencial de crecimiento*. Las *empresas de baja eficiencia* presentan una elevada probabilidad de cese y sus posibilidades de crecimiento son prácticamente nulas; para estas empresas la opción put $P_c(\cdot)$ representa un porcentaje elevado de su valor, mientras que $C_e(\cdot)$ es irrelevante. De las *empresas en estado estacionario* se espera que mantengan la escala actual de las operaciones; en este tipo de empresas, tanto el cese como la expansión son poco probables, por lo que $P_c(\cdot)$ y $C_e(\cdot)$ son irrelevantes. En *empresas con potencial de crecimiento* la alta eficiencia posibilita la expansión; así, mientras que $P_c(\cdot)$ es irrelevante, $C_e(\cdot)$ es significativo.

Partiendo del modelo (3), que recoge la interacción entre las dos variables contables de interés (resultado y neto) y el valor de la empresa, y tomando como referencia la

¹¹ El análisis teórico descansa en las propiedades de $P_c(\cdot)$ y $C_e(\cdot)$ que se derivan en Zhang (2000). En particular, $P'_c(\cdot) < 0$, $C'_e(\cdot) > 0$, $P''_c(\cdot) > 0$, $C''_e(\cdot) > 0$. Dado que el trabajo se centra en el análisis de la relación entre valores contemporáneos tanto del valor de mercado como de las variables contables, los subíndices temporales se omiten en aras de una mayor simplicidad.

clasificación apuntada (empresas de baja eficiencia, en estado estacionario y con potencial de crecimiento) discutimos ahora cómo se ve afectado el valor de la empresa ante incrementos en una de las dos variables contables cuando se mantiene constante la otra, así como la importancia relativa de éstas dos últimas en la determinación del valor.

a) Relación entre el beneficio y el valor de la empresa dado un valor de fondos propios

La derivada de V con respecto a E , manteniendo constante BV arroja la siguiente expresión:

$$(dV/dE)|_{BV} = [1/(R-1)] + P'_c(\cdot) + (G/BV) \cdot C'_e(\cdot)$$

La expresión anterior refleja el impacto de un incremento marginal en el beneficio contable sobre el valor de la empresa, dado un determinado nivel de fondos propios. Dado que el valor de esta derivada es siempre positivo, podemos concluir que para cualquier valor de fondos propios un incremento en el beneficio contable está asociado con un incremento en el valor de la empresa, independientemente del nivel de eficiencia (E/BV) y de las oportunidades de crecimiento (G).

A su vez,

$$\partial^2 V / \partial E^2 = (1 / BV) \cdot P_c''(\cdot) + (G / BV^2) \cdot C_e''(\cdot) > 0$$

El valor de la empresa es una función convexa del beneficio, especialmente, en las empresas de baja eficiencia y en las que tienen oportunidades de crecimiento. Para aquellas empresas que se encuentran en un estado estacionario (mantenimiento de la escala actual de las operaciones) la convexidad se atenúa considerablemente¹². En este último caso, el valor es, aproximadamente, una función lineal del beneficio.

¹² La convexidad, o lo que es lo mismo, el valor de la segunda derivada del valor de la empresa con respecto al beneficio depende, a su vez, de las derivadas de segundo orden de las opciones de liquidación y crecimiento. En las empresas de baja eficiencia, el valor de la opción de crecimiento es prácticamente nulo, por lo que la convexidad vendrá dada por el primer sumando, $(1/BV) \cdot P_c''(\cdot)$. En las empresas con oportunidades de crecimiento es el valor de la opción de liquidación el que se aproxima a cero, por lo que la convexidad vendrá dada, en este caso, por el segundo sumando, $(G / BV^2) \cdot C_e''(\cdot)$. En las empresas en estado estacionario el valor de las dos opciones es irrelevante, desapareciendo así la convexidad.

Las conclusiones que se desprenden tanto de la primera como de la segunda derivada del valor de la empresa con respecto al beneficio se resumen en la siguiente hipótesis:

- Predicción Z1: Dado un nivel de fondos propios, el valor de mercado es una función creciente y convexa del beneficio.

b) Relación entre los fondos propios y el valor de la empresa

La derivada de V con respecto a BV, manteniendo constante E, arroja la siguiente expresión:

$$(dV/dBV)|_E = P_c(\cdot) - (E/BV) \cdot P'_c(\cdot) - (G/BV) \cdot (E/BV) \cdot C'_e(\cdot) \quad (4)$$

Esta expresión refleja el impacto de un incremento marginal en los fondos propios sobre el valor de la empresa, dado un determinado nivel del beneficio contable. Según se desprende de (4), este impacto depende, crucialmente, de la eficiencia (E/BV) de la empresa. Si la eficiencia es baja, la probabilidad de cese de las operaciones es alta, mientras que la probabilidad de expansión es baja. En este caso, los dos primeros términos de (4) dominan al tercero, por lo que $\partial V/\partial BV > 0$. Es decir, el valor de la empresa dependerá positivamente del valor de los fondos propios.

Cuando la eficiencia es elevada la probabilidad de cese es baja, mientras que la de expansión es alta. En este caso, el tercer término domina los tres primeros, por lo que $\partial V/\partial BV < 0$.¹³ Se deriva, así, una relación inversa entre el valor de la empresa y sus fondos propios. La intuición de esta relación inversa es la siguiente. El valor de una empresa en expansión está compuesto por el valor procedente del mantenimiento de la escala actual de las operaciones y el valor de las oportunidades de crecimiento. Dado un nivel de beneficios (E), el valor asociado al mantenimiento de las operaciones está ya determinado; por lo que el efecto de los fondos propios sobre el valor de la empresa dependerá del efecto de aquél

¹³ Ver Nota 10.

sobre el valor de las oportunidades de crecimiento, $G \cdot C_e(\cdot)$. El principal determinante de $G \cdot C_e(\cdot)$ es la eficiencia, (E/BV) . Dado E , un incremento en BV implica un descenso en (E/BV) , por lo que el valor de la opción $G \cdot C_e(\cdot)$ también se verá reducido. Un incremento en los fondos propios vendrá acompañado, entonces, de un descenso en el valor de mercado de la empresa.

Para las empresas que se encuentran en estado estacionario $P_e(\cdot)$ y $G \cdot C_e(\cdot)$ son despreciables, por lo que $\partial V / \partial BV \approx 0$, indicando una débil relación entre fondos propios y valor.

Examinando la derivada de segundo orden tenemos que:

$$d^2V/dBV^2 = (1 / BV) \cdot [P''_e(\cdot) \cdot (E/BV)^2 + (G/BV) \cdot (E/BV) \cdot (C''_e(\cdot) \cdot (E/BV) + 2 \cdot C'_e(\cdot))] > 0$$

Se deduce que el valor de una empresa es, en general, una función convexa de los fondos propios dado un nivel de beneficios. Al igual que ocurriría con el beneficio, esta convexidad se acentúa en las empresas de baja eficiencia y en aquellas con oportunidades de crecimiento. De lo anterior se derivan las siguientes predicciones:

- Predicción Z2: Dado un nivel de beneficio, el valor de mercado crece conforme aumentan los fondos propios en empresas de baja eficiencia (ROE bajo), es insensible a los fondos propios en empresas en estado estacionario (ROE medio) y decrece conforme aumentan los fondos propios en empresas con crecimiento potencial (ROE elevado).
- Predicción Z3: Dado un nivel de beneficio, el valor de mercado es una función convexa de los fondos propios.

c) La importancia relativa del beneficio y los fondos propios

Esta sección analiza la importancia relativa de las dos variables contables en la formación del valor de la empresa. Para ello, se asume la clasificación apuntada (empresas de baja eficiencia, en estado estacionario y con oportunidades de crecimiento) y se examina la importancia relativa de las dos variables en cuestión en cada uno de los tres grupos propuestos.

Empecemos por las empresas de baja eficiencia. En este tipo de empresas, el valor vendrá determinado, aproximadamente, por la siguiente expresión:

$$V = [1/(R-1)] \cdot E + P_c(E/BV) \cdot BV$$

Aplicando la condición de la paridad put-call tenemos que:

$$V = [(1-\phi \cdot c_d) / R] \cdot BV + (1/R) \cdot E + C_{\text{cont}}(E/BV) \cdot BV$$

donde,

- ϕ es un parámetro que representa la durabilidad de cada unidad de activo (aquella parte que no se deprecia);
- c_d es el coste de cese por unidad de activo;
- $C_{\text{cont}}(E/BV)$ es el valor (por unidad de activo) de la opción de continuar la actividad actual de la empresa.

En este enfoque alternativo, el valor de la empresa vendría dado por (1) los beneficios obtenidos hasta el momento del cese, (2) el valor en el caso de que se diera ese cese, y (3) el valor de la opción de continuar la actividad (una opción call, C_{cont}). Dado que, tanto el valor esperado de los beneficios obtenidos hasta el momento del cese como el valor de la opción de mantener la actividad, son irrelevantes en las *empresas de baja eficiencia*. En

este tipo de empresas el valor vendrá determinado, principalmente, por el valor de los fondos propios.

Para *empresas en estado estacionario*, el valor es, aproximadamente,

$$V = [1 / (R-1)] \cdot E$$

Por lo tanto, en este tipo de empresas el valor vendrá dado, básicamente, por el nivel de beneficios obtenido. Por último, en las *empresas con potencial de crecimiento* el valor será, aproximadamente,

$$V = [1 / (R-1)] \cdot E + C_e(E/BV) \cdot G$$

donde el primer termino representa el valor en ausencia de oportunidades de crecimiento; y, el segundo, el valor actual neto de esas oportunidades de crecimiento. Mientras que el primer término depende del nivel de beneficio, el segundo, depende de la eficiencia. En este caso, el nivel de beneficio siempre juega un papel relevante en la formación del valor. Sin embargo, la relevancia de los fondos propios dependerá del valor de G. Si $G = 0$, nos encontramos ante una *empresa en estado estacionario*, y los fondos propios, tal y como se ha apuntado, poseen escasa relevancia. Dado un nivel de beneficios, la importancia relativa de los fondos propios se incrementará conforme crezca G. Deducimos, pues, las siguientes predicciones:

- Predicción Z4: En *empresas de baja eficiencia*, el poder explicativo de los fondos propios es superior al del beneficio.
- Predicción Z5: En *empresas en estado estacionario*, el poder explicativo de ambas variables es similar.
- Predicción Z6: En *empresas con potencial de crecimiento*, el beneficio es la variable dominante.

En resumen, en esta sección hemos presentado los dos modelos teóricos (Burgstahler y Dichev, 1997; Zhang, 2000) que fundamentan este trabajo y cuyas predicciones serán validadas en el trabajo empírico posterior. Los dos modelos incorporan un enfoque basado en opciones reales. Sin embargo, mientras que el modelo de Burgstahler y Dichev sólo considera la opción de abandono (liquidación), el modelo de Zhang incorpora además la opción de expansión. Así pues, aún presentando similitudes, las predicciones teóricas que de ambos se derivan, difieren. Las resumimos aquí:

✓ Burgstahler y Dichev (1997):

- Dado un valor de fondos propios, el valor de mercado es una función **creciente y convexa** del beneficio. (Predicción BD1)
- Dado un valor de beneficio, el valor de mercado es una función **creciente y convexa** de los fondos propios. (BD2)

✓ Zhang (2000):

- Dado un valor de fondos propios, el valor de mercado es una función **creciente y convexa** del beneficio. (Z1)
- Dado un valor de beneficio, el valor de mercado es una función **convexa** de los fondos propios. (Z2)
- Dado un nivel de beneficio, el valor de mercado **crece** conforme aumentan los fondos propios en empresas de baja eficiencia (ROE bajo), **es insensible** a los fondos propios en empresas en estado estacionario (ROE medio) y **decrece** conforme aumentan los fondos propios en empresas con crecimiento potencial (ROE elevado). (Z3)
- En *empresas de baja eficiencia*, el poder explicativo de los fondos propios es superior al del beneficio; en *empresas en estado estacionario*, el poder explicativo de ambas variables es similar; mientras que en *empresas con potencial de crecimiento*, el beneficio es la variable dominante. (Z4, Z5 y Z6)

Expuestas ya las predicciones teóricas, pasamos a continuación a exponer el trabajo empírico.

2.2. MUESTRA, VARIABLES Y ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

El objetivo de este trabajo es validar para el mercado de capitales español las predicciones que se derivan de las propuestas teóricas de Burgstahler y Dichev (1997) y Zhang (2000). Para ello, contamos con una muestra de empresas que se ha obtenido a partir de la base de datos Compustat, de la que se deriva tanto la información contable como la bursátil. La información recogida parte del ejercicio 1991, período en el que se hace obligatoria la publicación de información consolidada y entra en vigor la aplicación de la normativa del nuevo Plan General Contable, y se extiende hasta el ejercicio 2000. La utilización de este período permite analizar la evolución de la relevancia por causas ajenas a los cambios en la legislación contable.

Del estudio se excluyen las empresas pertenecientes al sector financiero por problemas de comparabilidad con la información financiera suministrada por este tipo de entidades en relación con el resto. A diferencia de la inmensa mayoría de los trabajos publicados en esta área, hemos optado por la utilización de técnicas de regresión robusta para evitar la posible influencia de las observaciones extremas. Esta elección obedece a dos criterios: (i) no desechar información y (ii) evitar la aleatoriedad en la elección de un determinado porcentaje de eliminación de observaciones. Únicamente se eliminan aquellas observaciones empresa-año que presenten un valor negativo de fondos propios.¹⁴ El total de observaciones empresa-año asciende a 856.

La información disponible para cada empresa es la siguiente:

- El valor de mercado de la empresa al cierre de la última sesión de cada ejercicio (MV_{it}), que se obtiene multiplicando el precio de las acciones por el número total de títulos admitidos a cotización en esa fecha.

¹⁴ Esta eliminación obedece al siguiente razonamiento: dado que las predicciones del modelo se basan en el valor relativo del beneficio y los fondos propios (ROE), un valor negativo tanto de beneficio como de fondos propios daría lugar a un ROE positivo y a una ubicación de la observación en un grupo de estudio distinto al que le correspondería en virtud de su realidad contable (beneficio negativo = baja eficiencia).

- La cifra de fondos propios (BV_{it}) a fecha de cierre de ejercicio, que comprende el capital social, las reservas y el beneficio neto del ejercicio, siendo deducidos los dividendos entregados a cuenta.
- El resultado neto después de impuestos (E_{it}) a fecha de cierre de ejercicio.
- El activo total de la empresa (TA_{it}) a fecha de cierre de ejercicio.

Utilizando esta información, calculamos las siguientes variables para cada empresa y año¹⁵:

- Ratio MV_{it}/BV_{it} , resultante de dividir el valor de mercado al término de cada ejercicio entre el valor contable de los fondos propios.
- Ratio MV_{it}/E_{it} , resultante de dividir el valor de mercado al término de cada ejercicio entre el resultado contable de la empresa.
- La rentabilidad financiera, E_{it}/BV_{it} , calculada como el cociente del resultado del ejercicio entre el valor contable de los fondos propios a fecha de cierre.
- Ratios MV_{it}/TA_{it} , BV_{it}/TA_{it} y E_{it}/TA_{it} , resultantes de dividir las tres variables centrales del estudio (valor de mercado, fondos propios y resultado) por una cuarta, el activo total de la empresa¹⁶. Esta normalización se lleva a cabo con el fin de atenuar la influencia de un posible “efecto escala”¹⁷ que distorsione los resultados de una regresión en la que el valor de mercado figure como variable dependiente y los fondos propios y el resultado como variables independientes.

¹⁵ El estudio empírico contempla únicamente variables contemporáneas. Esta elección obedece a dos motivos: (1) los dos modelos teóricos sobre los que descansa el trabajo así lo sugieren, y (2) la maximización de recursos, ya que la utilización de una variable referida a un periodo anterior implicaría un decremento en el número de observaciones y en la amplitud del período analizado —nada aconsejable en el mercado español dada la escasez de observaciones.

¹⁶ La cifra de activo, utilizada aquí como subrogado del tamaño, también se toma a fecha de cierre del ejercicio. A los motivos señalados en la nota al pie anterior se suma un tercero: si se desea encontrar un subrogado del tamaño para normalizar variables tomadas a finales del período parece razonable suponer que el deflactor también deberá ser tomado en dicho momento.

¹⁷ Dentro de la investigación empírica contable orientada hacia el mercado de capitales, empresas más grandes (mayor escala) arrojan valores más grandes en variables tales como el valor de mercado, el activo total, los fondos propios, el beneficio o la cifra de ventas. Si un investigador está interesado, por ejemplo, en el análisis de la relación precio-beneficio deberá tener en cuenta que la probable relación de signo positivo entre ellas vendrá determinada por dos efectos: por un lado, el efecto económico, que determina la relación que el investigador realmente quiere examinar; por otro, el efecto escala, que refleja simplemente diferencias de tamaño y que el investigador deberá controlar.

Los estadísticos descriptivos de estas variables se muestran en la tabla 1. Destacar que el número de observaciones para las variables deflactadas por el beneficio es menor (760 frente a 856), al haber eliminado aquellas con resultados negativos (96). El análisis de relación precio-fondos propios (manteniendo constante un nivel beneficios) se circunscribe, por lo tanto, a las empresas que generan beneficios. Por otro lado, destacar también las diferencias en los valores de la media, mediana y desviación estándar en función del deflactor utilizado. Puesto que el beneficio alcanza valores relativamente más bajos que el resto de variables (fondos propios y activo total), su utilización como deflactor generará valores relativamente más altos en comparación con los otros dos deflactores.

TABLA 1
Estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en el análisis de regresión^a

	MV_{it}/BV_{it}	E_{it}/BV_{it}	MV_{it}/E_{it}	BV_{it}/E_{it}	MV_{it}/TA_{it}	BV_{it}/TA_{it}	E_{it}/TA_{it}
Media	2.15	0.13	16.72	11.97	0.80	0.41	0.05
Mediana	1.78	0.14	14.09	6.23	0.69	0.39	0.06
Desv. Est.	1.71	0.20	45.05	50.86	0.59	0.17	0.07
Nº Obs.	856	856	760	760	856	856	856

^a Donde MV_{it} , es el valor de mercado de la empresa i al cierre del ejercicio t ; E_{it} , es el beneficio neto después de impuestos de la empresa i en el ejercicio t ; TA_{it} , es el valor total del activo de la empresa i al cierre del ejercicio t ; BV_{it} , es el valor contable de los fondos propios de la empresa i al cierre del ejercicio t .

2.3. MODELOS Y PREDICCIONES

Presentamos en esta sección, los modelos econométricos utilizados para contrastar las predicciones que se derivan de los dos modelos teóricos de referencia, a saber, el modelo de Burgstahler y Dichev (1997) y el de Zhang (2000).

2.3.1. Validación empírica del modelo de Burgstahler y Dichev

En lo respecta a la validación empírica del modelo de Burgstahler y Dichev, la propuesta metodológica parte de la elección de tres posibles subrogados para las tres variables de interés, a saber, el valor de mercado de la empresa, su valor de recurrencia y su valor de adaptación. El valor de mercado es directamente observable para las empresas que cotizan en bolsa, mientras que las variables resultado y fondos propios serán los subrogados del valor de recurrencia y del valor de adaptación, respectivamente. El beneficio actual refleja, por definición, el resultado de las operaciones llevadas a cabo por la empresa en el ejercicio de su actividad actual. Por lo tanto, bajo el supuesto que la empresa opte por el mantenimiento de las operaciones, parece razonable suponer que el mejor subrogado de los beneficios futuros será, precisamente, el beneficio actual. Por otro lado, Bernard (1994) constata la dificultad de obtener mejores predicciones basándose en subrogados alternativos al resultado actual.¹⁸

La elección de la variable fondos propios como subrogado del valor de adaptación se deriva también a partir de la propia definición de éste último. Mientras que el valor de adaptación se define como el valor de los recursos propios de la empresa independientemente de la *tecnología específica* utilizada, la variable fondos propios refleja el valor contable de dichos recursos. Los fondos propios representarían así un buen subrogado de ese valor de adaptación.

El modelo empírico propuesto por BD será el siguiente:

$$MV_{it} = \lambda_1 \cdot BV_{it} + \lambda_2 \cdot E_{it} + \varepsilon_{it}$$

donde,

- MV_{it} es el valor de mercado de la empresa i al cierre del ejercicio t ;
- BV_{it} es el valor contable de los fondos propios de la empresa i al cierre del ejercicio t ;

¹⁸ Kothari (2001) realiza una breve síntesis de los trabajos que abordan las propiedades de la serie temporal del beneficio.

- ε_{it} es un término de error que sigue una distribución normal de media cero y varianza σ_ε^2 .

Esta expresión representa el equivalente empírico del modelo teórico analizado en la sección 2.1.1. y expresa el valor de mercado de una empresa en un determinado período como una función del beneficio contable (como subrogado del valor de recurrencia) y el valor de los fondos propios (como subrogado del valor de adaptación) de ese mismo período.

A partir del modelo teórico inicial podemos predecir (1) una relación convexa entre el valor de mercado y el resultado, manteniendo constante el nivel de fondos propios, y (2) una relación creciente y convexa entre el valor de mercado y los fondos propios, manteniendo constante la cifra de resultados. Por lo tanto, a medida que el beneficio se aproxime a valores extremadamente bajos en relación con la magnitud de los fondos propios, los fondos propios se convertirán en el único determinante del valor de mercado de la empresa, por lo que λ_2 se aproximará a cero mientras que λ_1 a la unidad. Por otro lado, conforme el beneficio contable alcance valores extremadamente altos con relación a la magnitud de los fondos propios, será el beneficio el único determinante del valor de mercado, por lo que λ_1 se aproximará a cero mientras que λ_2 al factor de capitalización de los beneficios (c).

Tal y como sugieren Burgstahler y Dichev, si dividimos el modelo por la variable fondos propios obtenemos una base para el contraste de la convexidad de la relación precio–resultado (dado un valor de fondos propios), mientras que si la normalización del modelo se lleva a cabo con la variable beneficio el análisis se traslada a la relación precio–fondos propios (dado un valor del resultado). Las transformaciones propuestas por los autores derivan en los dos siguientes modelos de regresión:

$$MV_{it} / BV_{it} = \lambda_1 \cdot BV_{it} / BV_{it} + \lambda_2 \cdot E_{it} / BV_{it} + \varepsilon_{it} / BV_{it} = \lambda_1 + \lambda_2 \cdot (E_{it} / BV_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$MV_{it} / E_{it} = \lambda_1 \cdot BV_{it} / E_{it} + \lambda_2 \cdot E_{it} / E_{it} + \varepsilon_{it} / E_{it} = \lambda_2 + \lambda_1 \cdot (BV_{it} / E_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

El valor de los parámetros estimados oscilará entre 0 y 1 en el caso del coeficiente λ_1 , y entre 0 y el factor de capitalización de los beneficios en el caso del coeficiente λ_2 . El valor concreto dependerá de la magnitud del ratio E/BV (o de su inverso). En los tests que se muestran en la sección 2.4, los coeficientes se estiman para tres rangos de E_{it}/BV_{it} y para tres rangos de BV_{it}/E_{it} (tablas 2 y 4, respectivamente) de tal modo que la estimación lineal fragmentada se aproxime a una función convexa. Los puntos de corte de los diferentes rangos son tales que los tres grupos formados poseen el mismo número de observaciones. El número de rangos es una elección empírica. Un mayor número de rangos debería arrojar una mayor diferencia entre el rango mayor y el rango menor, sin embargo, un mayor número de rangos también reduciría el número de observaciones disponible para estimar los coeficientes asociados a cada rango. Para el caso español, donde el número de observaciones no es muy elevado, hemos optado por diferenciar tres rangos.¹⁹

2.3.2. Validación empírica del modelo de Zhang

En cuanto al modelo de Zhang, los modelos econométricos expuestos en el apartado anterior permiten validar también las predicciones teóricas que se derivan de este modelo. Al igual que el modelo de Burgstahler y Dichev, el modelo de Zhang predice que el parámetro λ_2 (el coeficiente asociado al resultado) será siempre positivo y que crecerá conforme lo haga el ratio E/BV. Sin embargo, las predicciones en torno al parámetro λ_1 (el coeficiente asociado a los fondos propios) difieren. Mientras que el modelo de Burgstahler y Dichev predice que dicho coeficiente oscilará entre 0 y 1 —pero nunca por debajo de cero—, el modelo de Zhang predice que en empresas con potencial de crecimiento (ratio E/BV elevado) este parámetro alcanzará valores negativos. El modelo predice que el parámetro tenderá a disminuir desde valores próximos a 1 hasta alcanzar valores negativos.

En lo que respecta al contraste de las predicciones adicionales de Zhang en torno a la importancia relativa de las dos variables contables (predicciones Z4, Z5 y Z6), debemos recurrir a un modelo de regresión en el que esas dos variables (neto y resultado) aparezcan

¹⁹ En el trabajo empírico se aporta un caso adicional en el se construyen cuatro rangos. Los resultados no varían.

simultáneamente como variables explicativas independientes y no de manera conjunta —en forma de ratio—. Esto es,

$$MV_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot BV_{it} + \lambda_2 \cdot E_{it} + v_{it} \quad (7)$$

Partiendo de este modelo y con el fin de determinar la pérdida de ajuste que se produce cuando eliminamos del modelo una de las dos variables contables —lo que nos estaría dando información en torno a la capacidad explicativa de esa variable—, estimamos también dos versiones restringidas del mismo. Son éstas:

$$MV_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot BV_{it} + v_{it}^* \quad (8)$$

$$MV_{it} = \lambda_0 + \lambda_2 \cdot E_{it} + v_{it}^{**} \quad (9)$$

Así, por ejemplo, si la eliminación del beneficio contable (modelo 8) provoca que el incremento en la suma residual²⁰ sea netamente superior al incremento a la suma residual que se obtendría si en vez de eliminar el resultado elimináramos la variable fondos propios (modelo 9), significaría que el poder explicativo de los fondos propios es superior al del resultado. Y viceversa.

*

2.4. RESULTADOS

2.4.1. Resultados relación precio-resultado

Una simple inspección visual de la representación gráfica (gráfico 2) de la relación precio-beneficio —manteniendo constante un nivel de fondos propios— bastaría para verificar la existencia de un patrón no lineal. Para niveles bajos de la variable E_{it}/BV_{it} , la función es prácticamente plana; conforme aumenta E_{it}/BV_{it} , la pendiente también aumenta. Un refinamiento posterior de las observaciones —realizado a través de un proceso de media móvil— permite observar con mayor claridad la convexidad apuntada (gráfico 3).

²⁰ Cuanto mayor sea la suma residual de un modelo, menor será su capacidad explicativa.

GRÁFICO 2

Valor de Mercado/Fondos Propios vs. Beneficio/Fondos Propios

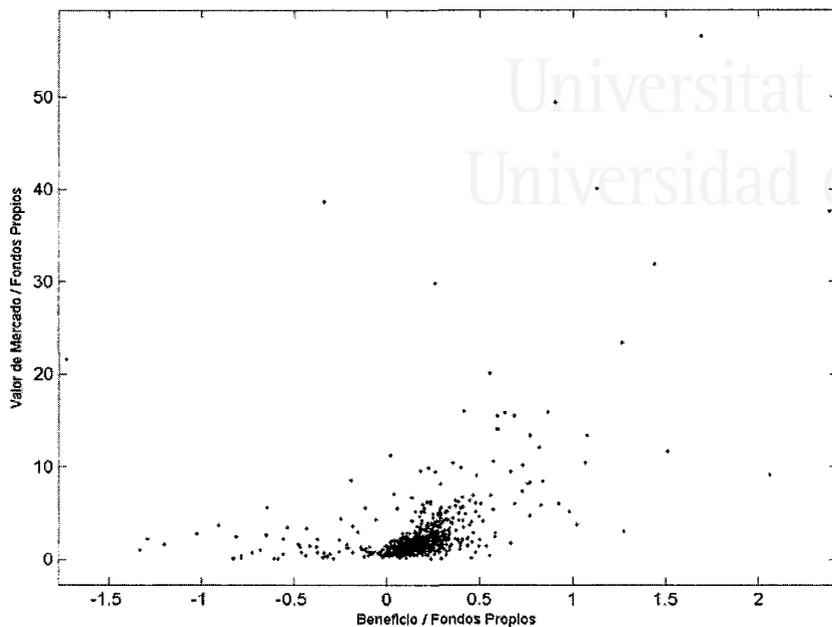
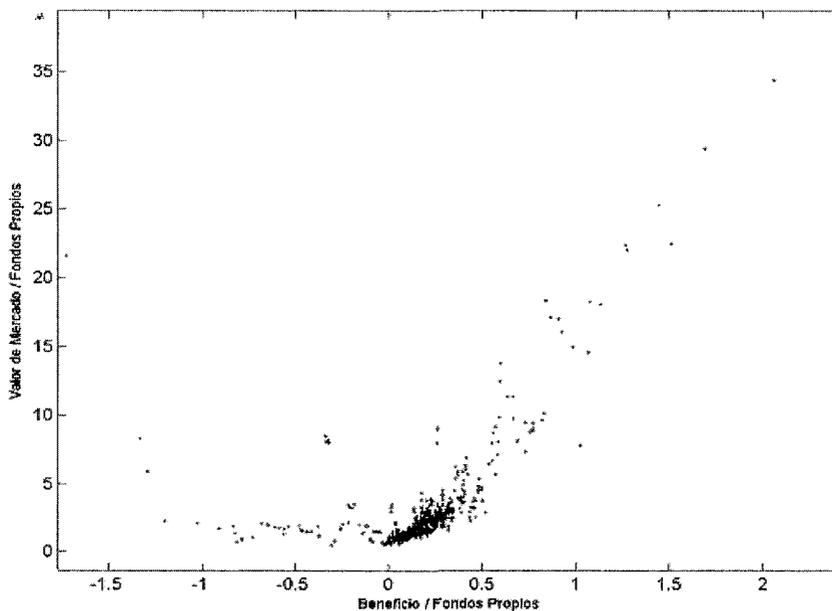


GRÁFICO 3

Valor de Mercado/Fondos Propios vs. Beneficio/Fondos Propios (observaciones ajustadas a través de un proceso de media móvil)



La tabla 2 recoge los resultados que arroja la estimación del modelo (5) —un modelo univariante con el ratio MV/BV como variable dependiente y el ratio E/BV como variable independiente— introduciendo 2 variables dummy (D_1 y D_2) que permiten discriminar los valores estimados en función de la magnitud del ratio E/BV . La relación entre precio y beneficio vendrá dada, en este caso, por los valores estimados de la pendiente en las distintas regiones (baja, media y alta). Se puede comprobar como a medida que aumenta E_{it}/BV_{it} —cuando se pasa de una región a otra superior— la pendiente asociada a cada región también aumenta. En la primera región toma un valor negativo ($b_4 = -0.535$); en la región intermedia la pendiente (b_4+b_5) asciende hasta 11.162; mientras que en la región alta alcanza un valor superior a 17 ($b_4+b_6 = 17.480$).²¹

TABLA 2

Resultados de la estimación del modelo de regresión:

$$MV_{it}/BV_{it} = b_1 + b_2 \cdot D_1 + b_3 \cdot D_2 + b_4 \cdot (E_{it}/BV_{it}) + b_5 \cdot D_1 \cdot (E_{it}/BV_{it}) + b_6 \cdot D_2 \cdot (E_{it}/BV_{it}) + \varepsilon_{it}^a$$

	Coefficiente	Error Est.	t-Est.
b_1	1.093***	0.037	34.555
b_2	-0.731***	0.151	-4.843
b_3	-1.796***	0.412	-4.365
b_4	-0.535***	0.111	-4.819
b_5	11.697***	1.580	7.400
b_6	18.015***	2.253	7.996

^a Donde MV_{it} , es el valor de mercado de la empresa i al cierre del ejercicio t ; E_{it} , es el beneficio neto después de impuestos de la empresa i en el ejercicio t ; TA_{it} , es el valor total del activo de la empresa i al cierre del ejercicio t ; BV_{it} , es el valor contable de los fondos propios de la empresa i al cierre del ejercicio t . Se consideran tres regiones (baja, media y alta; con el mismo número de observaciones cada una) en función del valor de la variable (E_{it}/BV_{it}) . D_1 y D_2 son dos variables dummy utilizadas para discriminar las regiones media y alta, respectivamente.

*** Significativo al 1%

** Significativo al 5%

* Significativo al 10%

²¹ El test de Wald confirma que las diferencias entre pendientes son significativamente distintas de cero.

La tabla 3 muestra los resultados que se desprenden de la estimación del modelo (5) pero introduciendo, ahora, tres variables dummy que nos permiten discriminar cuatro regiones. La primera de ellas recoge, exclusivamente, a las empresas con pérdidas; las otras tres, al igual que ocurría en el caso anterior, se determinan según el valor del ratio E_{it}/BV_{it} .²² El patrón que sigue la pendiente es idéntico al que se mostraba en la tabla 3: en la primera región, la pendiente es negativa ($b_5 = -0.517$); en la segunda, la pendiente (b_5+b_6) sube hasta 1.017; en la tercera, (b_5+b_7) = 9.259; y, finalmente, en la región superior, se sitúa por encima de 18 ($b_5+b_8 = 18.174$).²³

TABLA 3

Resultados de la estimación del modelo de regresión:

$$MV_{it}/BV_{it} = b_1 + b_2 \cdot D_1 + b_3 \cdot D_2 + b_4 \cdot D_3 + b_5 \cdot (E_{it}/BV_{it}) + b_6 \cdot D_1 \cdot (E_{it}/BV_{it}) + b_7 \cdot D_2 \cdot (E_{it}/BV_{it}) + b_8 \cdot D_3 \cdot (E_{it}/BV_{it}) + \varepsilon_{it}$$

	Coefficiente	Error Est.	t-Est.
b_1	1.149***	0.085	13.452
b_2	-0.139	0.112	-1.240
b_3	-0.556***	0.225	-2.465
b_4	-2.036***	0.454	-4.481
b_5	-0.517***	0.116	-4.462
b_6	1.534	1.305	1.175
b_7	9.776***	2.064	4.736
b_8	18.691***	2.336	8.001

^a Donde MV_{it} , es el valor de mercado de la empresa i al cierre del ejercicio t ; E_{it} , es el beneficio neto después de impuestos de la empresa i en el ejercicio t ; TA_{it} , es el valor total del activo de la empresa i al cierre del ejercicio t ; BV_{it} , es el valor contable de los fondos propios de la empresa i al cierre del ejercicio t . Se consideran cuatro regiones (la primera, recoge únicamente a las empresas con pérdidas; las tres restantes, se construyen con el mismo número de observaciones cada una) en función del valor de la variable (E_{it}/BV_{it}) . D_1 , D_2 y D_3 son tres variables dummy utilizadas para discriminar las tres regiones superiores.

*** Significativo al 1%

** Significativo al 5%

* Significativo al 10%

²² Las tres últimas regiones poseen idéntico número de observaciones.

²³ El test de Wald confirma que las diferencias entre pendientes son significativamente distintas de cero.

En la tabla 4 se detallan los resultados que derivan de la estimación del modelo (6) —un modelo univariante con el ratio MV/E como variable dependiente y el ratio BV/E (el inverso del ROE) como variable independiente —introduciendo 2 variables dummy que discriminan los coeficientes estimados en función del valor del ratio BV/E. La relación entre precio y beneficio vendrá dada, en este caso, por los valores estimados de la constante en las distintas regiones (baja, media y alta). Podemos verificar como a medida que crece el ratio BV_{it}/E_{it} —disminuye, por lo tanto, el ratio E/BV— la constante asociada a cada región disminuye. En la primera región, con BV/E bajo (ó E/BV elevado), la constante (b_1) se sitúa en 14.523; en la región intermedia, $(b_1+b_2) = 8.703$; y, en la región superior, la constante (b_1+b_3) disminuye hasta -0.318.

TABLA 4

Resultados de la estimación del modelo de regresión:

$$MV_{it}/E_{it} = b_1 + b_2 \cdot D_1 + b_3 \cdot D_2 + b_4 \cdot (BV_{it}/E_{it}) + b_5 \cdot D_1 \cdot (BV_{it}/E_{it}) + b_6 \cdot D_2 \cdot (BV_{it}/E_{it}) + \varepsilon_{it}$$

	Coefficiente	Error Est.	t-Est.
b_1	14.523***	1.837	7.905
b_2	-5.820**	2.716	-2.143
b_3	-14.841***	1.953	-7.599
b_4	-0.137	0.326	-0.421
b_5	0.808**	0.384	2.104
b_6	1.163***	0.327	3.559

^a Donde MV_{it} , es el valor de mercado de la empresa i al cierre del ejercicio t ; E_{it} , es el beneficio neto después de impuestos de la empresa i en el ejercicio t ; TA_{it} , es el valor total del activo de la empresa i al cierre del ejercicio t ; BV_{it} , es el valor contable de los fondos propios de la empresa i al cierre del ejercicio t . Se consideran tres regiones (baja, media y alta; con el mismo número de observaciones cada una) en función del valor de la variable (BV_{it}/E_{it}). D_1 y D_2 son dos variables dummy utilizadas para discriminar las regiones media y alta, respectivamente.

*** Significativo al 1%

** Significativo al 5%

* Significativo al 10%

Tanto el modelo de Burgstahler y Dichev como el Zhang predicen que el valor de mercado es una función creciente y convexa del beneficio, dado un valor de fondos propios

(predicciones BD1 y Z1). La evidencia hasta aquí aportada respaldaría sólo una parte de esa afirmación. Sí se cumple que el valor de mercado, dado un valor de fondos propios, es una función convexa del beneficio pero, sin embargo, esta función no siempre es creciente. Para las *empresas de baja eficiencia* (E/BV bajo) la relación entre precio y el resultado es de signo negativo. Este hecho parece estar relacionado con la presencia de empresas con pérdidas en la muestra. Los resultados mostrados en la tabla 3 así lo corroboran: el signo negativo se observa únicamente en este tipo de empresas. Esta evidencia coincide con la obtenida por Burgstahler y Dichev (1997) con datos procedentes del mercado estadounidense. Aunque los autores asumen la incapacidad de su modelo para dar una explicación desde el punto teórico a la evidencia observada, argumentan lo siguiente: valores negativos en el resultado pueden estar reflejando costes en los que ha incurrido la empresa como consecuencia de una adaptación de sus recursos hacia otra actividad o persiguiendo una mayor eficiencia en su actividad actual, con lo que mayores pérdidas estarían reflejando una mayor adaptación y, por ende, mejores perspectivas de beneficio en años venideros con el subsiguiente reflejo en los precios de mercado.²⁴

2.4.2. Resultados relación precio-fondos propios

Las mismas tablas que nos han servido para analizar las propiedades de la relación precio-beneficio son, ahora, también válidas para verificar el cumplimiento de las predicciones teóricas en torno a la relación precio-fondos propios (BD2, Z2 y Z3).

En las tablas 2 y 3, la relación precio-fondos propios viene dada por los valores estimados del intercepto para las distintas regiones —en contraposición a la relación precio-resultado, cuyo análisis se llevaba a cabo observando los valores de la pendiente. A medida que crece el ratio E_{it}/BV_{it} , el intercepto asociado a cada región decrece. Partiendo de valores próximos a la unidad en la región inferior (1.093, en la tabla 2; 1.149 en la tabla 3) se alcanzan valores negativos en la región superior ($b_1+b_3 = -0.703$, en la tabla 2; $b_1+b_4 = -0.887$, en la tabla 3). Los resultados de la tabla 4, donde la relación viene dada por los

²⁴ Zhang (2000) desarrolla una extensión de su modelo para el caso concreto de las empresas con pérdidas. Dado que esta extensión se abordará con detalle en el próximo capítulo, diferimos hasta entonces su discusión.

valores de la pendiente, confirman el patrón decreciente (creciente) conforme aumenta (disminuye) el ratio E_{it}/BV_{it} (BV_{it}/E_{it}).

Los modelos de Burgstahler y Dichev (1997) y Zhang (2000) coinciden cuando predicen que el valor de mercado es una función convexa de los fondos propios (predicción Z2 y segunda parte de la predicción BD2). Los resultados obtenidos en este trabajo respaldarían esta hipótesis. Sin embargo, mientras que el modelo de Burgstahler y Dichev predice que el valor de mercado es una función creciente de los fondos propios (primera parte de la predicción BD2), el modelo de Zhang distingue para esa función diferentes tramos dependiendo de la rentabilidad financiera de la empresa (ratio E/BV): en *empresas de baja eficiencia* (ROE bajo) la función es creciente, en *empresas en estado estacionario* (ROE medio) la función ni crece ni decrece y en *empresas con crecimiento potencial* (ROE elevado) la función decrece (predicción Z3). Los resultados obtenidos estarían en consonancia con la predicción de Zhang.

2.4.3. Análisis de sensibilidad

Tal y como sugieren las dos propuestas teóricas que fundamentan este trabajo, hemos abordado el análisis de la relación precio-resultado y precio-fondos propios atendiendo a la magnitud del ratio E/BV. El análisis se ha desarrollado asumiendo una misma tasa de descuento para todas las empresas. Sin embargo, si los inversores perciben que una empresa exhibe un perfil de riesgo más elevado que otra, es probable que exijan una tasa de retorno mayor dado que su coste de capital será también más elevado. Con el fin de calibrar la robustez de los resultados obtenidos anteriormente, analizamos ahora la relación precio-resultado y precio-fondos propios sobre la base de una medida del ROE ajustado al riesgo. En lugar de considerar únicamente la magnitud del ROE, consideramos ahora la diferencia entre éste y el coste de capital o rentabilidad requerida para cada empresa y período.²⁵

²⁵ Alternativa que proponen García-Ayuso et al. (1999)

En este trabajo procederemos a estimar un coste de capital, cc_{it} , deducido del modelo de valoración de activos CAPM:

$$cc_{it} = rf_{it} + \beta_{it} \cdot (r_m - rf_{it})$$

donde,

- rf_{it} representa la tasa de rentabilidad de los activos libres de riesgo;²⁶
- β_{it} es riesgo sistemático o beta de la empresa i en el momento t (obtenida a partir de 60 rendimientos mensuales);
- $(r_m - rf_{it})$ es el exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo (se considera una tasa constante del 6%).

TABLA 6

Estimación del modelo de regresión (5) diferenciando rangos en función del valor del ratio E/BV y atendiendo al perfil de riesgo de cada empresa^a:

	Coefficiente	Error Est.	t-Est.
b_1	1.058***	0.031	33.616
b_2	-0.408***	0.094	-4.318
b_3	-1.119***	0.337	-3.318
* b_4	-0.470***	0.100	-4.677
b_5	9.194***	0.968	9.500
b_6	15.481***	1.978	7.829

^a Se estima el modelo $(MV_{it}/BV_{it}) = b_1 + b_2 \cdot D_1 + b_3 \cdot D_2 + b_4 \cdot (E_{it}/BV_{it}) + b_5 \cdot D_1 \cdot (E_{it}/BV_{it}) + b_6 \cdot D_2 \cdot (E_{it}/BV_{it}) + \epsilon_{it}^a$; donde MV_{it} es el valor de mercado de la empresa i al cierre del ejercicio t ; E_{it} es el beneficio neto después de impuestos de la empresa i en el ejercicio t ; TA_{it} es el valor total del activo de la empresa i al cierre del ejercicio t ; BV_{it} es el valor contable de los fondos propios de la empresa i al cierre del ejercicio t . Se consideran tres regiones (baja, media y alta; con el mismo número de observaciones cada una) en función del valor de la variable $[(E_{it}/BV_{it}) - cc_{it}]$. cc_{it} es el coste de capital de la empresa i al cierre del ejercicio t , deducido del modelo de valoración de activos CAPM: $cc_{it} = rf_{it} + \beta_{it} \cdot (R_m - rf_{it})$; donde rf_{it} es la rentabilidad del activo libre de riesgo en el momento t , β_{it} es el riesgo sistemático o beta de la empresa i en el momento t (calculado a partir de 60 rendimientos mensuales), y $(R_m - rf_{it})$ es el exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo (se considera constante del 6%). D_1 y D_2 son dos variables dummy utilizadas para discriminar las regiones media y alta, respectivamente.

*** Significativo al 1%

** Significativo al 5%

* Significativo al 10%

²⁶ Tipo de interés medio de los repos a un mes sobre Bonos de Estado, calculado a partir de la serie histórica del Boletín de la Central de Anotaciones publicada por el Banco de España en su página web (www.bde.es).

La tabla 6 recoge los resultados que arroja la estimación del modelo (5)²⁷ atendiendo al perfil de riesgo de cada empresa. La muestra consta, ahora, de 700 observaciones empresa-año —a diferencia de las 856 observaciones de la muestra inicial— dado que se impone la restricción de existir, dentro de los 60 meses inmediatamente anteriores al momento t , un mínimo de 24 rentabilidades mensuales para el cálculo de la beta de cada empresa. Los resultados no difieren de los ya expuestos en tablas anteriores. Nuestros resultados son robustos, pues, a la consideración de riesgo.

2.4.4. Resultados relación precio – resultado y fondos propios

Como decíamos en la sección 2.3.2., para el contraste de las predicciones adicionales de Zhang en torno a la importancia relativa de las dos variables contables (predicciones Z4, Z5 y Z6), debemos recurrir a la estimación de tres modelos de regresión: un modelo en el que las dos variables contables (neto y resultado) aparezcan simultáneamente como variables explicativas independientes (modelo 7) y dos versiones restringidas de ese mismo modelo, uno sin el beneficio y otro sin el neto (modelos 8 y 9). La comparación de la suma residual del modelo completo y la suma residual de las dos versiones restringidas nos permitirá determinar la contribución de cada variable a la capacidad explicativa del modelo, esto es, la importancia relativa de esas dos variables.²⁸

La tabla 7 recoge los valores del F-estadístico basado en esa pérdida de ajuste. Así, por ejemplo, si la diferencia de ajuste del modelo (8) con respecto al modelo (7) es significativa —un F-estadístico positivo y significativamente distinto de cero— querrá decir que el beneficio contable juega un papel relevante a la hora de explicar la variabilidad observada en los precios. De igual modo, la comparación de la bondad de

²⁷ Consideramos el modelo (5) y no el (6) por diversos motivos: (i) como se puede comprobar en las tablas 2 y 4, los resultados que se desprenden de su estimación no difieren cualitativamente; (ii) la estimación del modelo (6) requiere la eliminación de observaciones, lo que implica desechar información; (iii) a diferencia del beneficio, los fondos propios sí parecen un buen subrogado del tamaño, por lo que su uso como deflactor permitiría controlar un posible “efecto-escala”.

²⁸ Cuanto mayor sea el incremento en la suma residual mayor será la pérdida de ajuste del modelo restringido con respecto al completo y, por ende, mayor será la importancia de la variable eliminada.

ajuste del modelo (9) con respecto a la del modelo (7) arrojará evidencia en torno a la capacidad explicativa de los fondos propios.

TABLA 7
Valores del F-estadístico^a basado en la pérdida de ajuste de los modelos restringidos con respecto al modelo completo en función de la magnitud del ratio E_{it}/BV_{it}

Modelo Restringido ^b	E_{it}/BV_{it} bajo	E_{it}/BV_{it} medio	E_{it}/BV_{it} alto
$MV_{it}/TA_{it} = b_1 + b_2 \cdot (BV_{it}/TA_{it}) + \varepsilon_{it}$	4.76**	31.89**	41.76**
$MV_{it}/TA_{it} = b_1 + b_2 \cdot (E_{it}/TA_{it}) + \varepsilon_{it}$	90.61***	1.75	3.16*

^a El estadístico F se construye como $F(1, n-k) = [S(b^*) - S(b)] / [S(b)/(n-k)]$; donde n es el número de observaciones; $k = (1 + n^\circ \text{ variables independientes del modelo completo})$; $S(b)$ es la suma de los errores al cuadrado que arroja la estimación del modelo de regresión completo (con dos variables independientes) y $S(b^*)$ la suma de los errores al cuadrado que arroja la estimación del modelo restringido (sólo incluye una de las dos variables independientes).

^b Se estiman son las dos versiones restringidas del modelo completo: $MV_{it}/TA_{it} = b_1 + b_2 \cdot (BV_{it}/TA_{it}) + b_3 \cdot (E_{it}/TA_{it}) + \varepsilon_{it}$; donde MV_{it} , es el valor de mercado de la empresa i al cierre del ejercicio t; E_{it} , es el beneficio neto después de impuestos de la empresa i en el ejercicio t; TA_{it} , es el valor total del activo de la empresa i al cierre del ejercicio t; BV_{it} , es el valor contable de los fondos propios de la empresa i al cierre del ejercicio t.

*** Significativo al 1%

** Significativo al 5%

* Significativo al 10%

Las hipótesis del modelo de Zhang en torno la importancia relativa del beneficio y los fondos propios (Z3, Z4 y Z5) se ven refrendadas. En las *empresas de baja eficiencia* (E_{it}/BV_{it} bajo), el hecho de retirar la variable fondos propios del modelo de regresión completo provoca una pérdida de ajuste muy superior (F-estadístico = 90.61) a la pérdida de ajuste que se consigue cuando eliminamos únicamente el beneficio contable (F-estadístico = 4.76). Se constata así, que en este tipo de empresas la variable más relevante son los fondos propios. En las *empresas en estado estacionario* (E_{it}/BV_{it} medio) el patrón se invierte. Mientras que el beneficio sí parece jugar un papel determinante, los fondos propios son irrelevantes (con F-estadísticos de 31.89 y 1.75, respectivamente). En las *empresas con potencial de crecimiento* (E_{it}/BV_{it} alto), las dos magnitudes contables son relevantes, pero la capacidad explicativa del beneficio es netamente superior: un F-estadístico de 41.76 para el beneficio frente a un 3.16 para los fondos propios (ambos significativos).

2.5. CONCLUSIONES

El trabajo analiza en el caso español el papel del resultado y el valor contable de los fondos propios en la determinación del valor de una empresa. Tomando como referencia teórica los modelos de valoración tipo opción desarrollados por Burgstahler y Dichev (1997) y Zhang (2000), se validan las predicciones que se derivan de ambos modelos en torno a la relación entre el valor de mercado de una empresa y el beneficio y los fondos propios de la misma.

En consonancia con las predicciones teóricas, los resultados confirman que (1) dado un nivel de fondos propios, el valor de mercado es una función creciente del beneficio (excepto cuando éste es de signo negativo); (2) dado un nivel de beneficio, el valor de mercado crece conforme aumentan los fondos propios en empresas de baja eficiencia (ROE bajo), es insensible a los fondos propios en empresas en estado estacionario (ROE medio) y decrece conforme aumentan los fondos propios en empresas con crecimiento potencial (ROE elevado); (3) dado un nivel de fondos propios (beneficio), el valor de mercado es una función convexa del beneficio (fondos propios); (4) en empresas de baja eficiencia, el poder explicativo de los fondos propios es superior al del beneficio; (5) en empresas en estado estacionario, la única variable relevante es el beneficio; y (6) en empresas con crecimiento potencial, aún siendo las dos variables relevantes, el beneficio es la variable dominante.

Los resultados constatan la complementariedad del beneficio y los fondos propios, remarcando así, la necesidad de realizar un análisis conjunto de las dos variables contables a la hora de extraer información relevante para la formación de precios. Del análisis se deduce además, que no sólo es importante la contribución de las dos variables sino también la relación entre ellas. La rentabilidad financiera de la empresa (ROE) se erige en un input clave en el proceso de valoración de una empresa.

BIBLIOGRAFÍA

ARCE, M. y MORA, A., (2002), “Empirical evidence of the effect of European accounting differences on the stock market valuation of earnings and book value”, *The European Accounting Review*, 11:3, 573-599

BALL, R. y P. BROWN (1968), “An empirical evaluation of accounting income numbers”, *Journal of Accounting Research* 6, 159-178

BARTH, M. y W. LANDSMAN (1995), “Fundamental issues related to using fair value accounting for financial reporting”, *Accounting Horizons* (December): 97-107

BARTH, M., W. BEAVER y W. LANDSMAN (1998), “Relative valuation roles of equity book value and the net income as a function of financial health”, *Journal of Accounting & Economics* 25, 1-34

BEAVER, W. (1968), “The information content of annual earnings announcements”, *Journal of Accounting Research* 6, 67-92

BERGER, P., E. OFEK y I. SWARY (1996), “Investors valuation of the abandonment option”, *Journal of Financial Economics* 42, 257-287.

BERNARD, V., (1994), “Accounting-based valuation methods, determinants of market-to-book ratios and implications for financial statement analysis”. Working paper, University of Michigan.

BURGSTHALER, D. y DICHEV, I., (1997), “Earnings, adaptation and equity value”, *The Accounting Review* 72, 187-215.

CHEN, P. y G. ZHANG (2003): "Profitability, earnings and book value in equity valuation: A geometric view and empirical evidence", Working Paper, disponible en SSRN.

FELTHAM, G. y OHLSON, J., (1995), "Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities", *Contemporary Accounting Research* 11, 689-731.

FELTHAM, G. y OHLSON, J., (1996), "Uncertainty Resolution and the Theory of Depreciation Measurement", *Journal of Accounting Research* 34 (Autumn), 209-34.

GARCÍA-AYUSO, M., MONTERREY, J. y PINEDA, C., (1999), "Evidencia empírica de la relación convexa entre precios y resultados: el papel del valor contable de los recursos propios y de los resultados anormales como instrumentos de valoración", Working Paper, Universidad de Sevilla y Universidad de Extremadura.

HAYN, C. (1995), "The information content of losses", *Journal of Accounting and Economics*, 20, 125-153.

HOLTHAUSEN, R. y WATTS, R., (2001), "The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting", *Journal of Accounting and Economics* 31, 3-75.

KORMENDI, R., y R. LIPE (1987), "Earnings innovations, earnings persistence and stock returns", *Journal of Business* 60, 323-345

KOTHARI, S.P., (1992), "Price-earnings regressions in the presence of prices leading earnings: Earnings level vs. change specifications and alternative deflators", *Journal of Accounting and Economics* 15, 173-202.

KOTHARI, S.P., (2001), "Capital Markets Research in Accounting", *Journal of Accounting and Economics*, 31:3-75

KOTHARI, S.P. y ZIMMERMAN, J.L., (1995), "Price and return models", *Journal of Accounting and Economics* 20, 155-192.

OHLSON, J., (1995), "Earnings, book values and dividends in equity valuation", *Contemporary Accounting Research* 11, 661-687.

STERLING, R., (1968), "The Going Concern: An Examination", *The Accounting Review* (July): 481-502

SUBRAMANYAN, K.R. y WILD, J., (1996), "Going concern status, earnings persistence and informativeness of earnings", *Contemporary Accounting Research* 12, 251-273.

ZHANG, G., (2000), "Accounting information, capital investment decisions and equity valuation: Theory and empirical implications", *Journal of Accounting Research* 38, 271-295.



Universitat d'Alacant
Universidad de Alicante

CAPÍTULO 3

LA RELEVANCIA VALORATIVA DE LAS PÉRDIDAS

CAPÍTULO 3. LA RELEVANCIA VALORATIVA DE LAS PÉRDIDAS

Desde los trabajos seminales de Ball y Brown (1968) y Beaver (1968), una amplia bibliografía ha profundizado en el análisis de la relación precio-beneficio. Sin embargo, la atención que ha recibido la relación precio-pérdidas ha sido mucho menor. A la escasa proliferación de trabajos que abordan esta cuestión se le une, además, una fuerte contradicción entre las distintas evidencias aportadas.

Estas contradicciones obedecen a un doble motivo. Primero, a la ausencia de un sustrato teórico claro capaz de guiar la investigación contable al respecto, deficiencia corregida, en parte, gracias a la aportación teórica de Zhang (2000). Segundo, a decisiones que los distintos autores han tomado en torno a cuestiones tales como la elección del modelo econométrico (niveles vs. rentabilidades), el deflactor utilizado, el trato dispensado a las observaciones periféricas o la técnica de estimación empleada en el análisis de regresión (mínimos cuadrados ordinarios vs. ponderados), cruciales en la determinación de los resultados.

El modelo teórico propuesto por Zhang representa un punto de inflexión en la investigación contable centrada en el estudio de la relación precio-pérdidas. Distintos autores se han visto a obligados a reconocer ciertas limitaciones en sus trabajos ante la imposibilidad de ofrecer un argumento teórico capaz de explicar las contradicciones surgidas entre los resultados obtenidos y las hipótesis de partida. Un ejemplo claro es la relación inversa observada en alguno de estos trabajos empíricos entre el valor de mercado y las pérdidas. Ningún autor razona desde un punto de vista teórico esta evidencia. El modelo de Zhang da cobertura a este hecho aparentemente contradictorio. No obstante, y para el caso concreto de las pérdidas, creemos que este modelo se encuentra limitado. El modelo no contempla la posibilidad de que una empresa con pérdidas reciba el respaldo del mercado. El modelo predice que toda empresa con pérdidas será valorada a través de su valor de liquidación. Así pues, hemos considerado oportuno desarrollar una extensión del mismo que cubra esta limitación.

En cuanto a la metodología utilizada en trabajos empíricos previos, la falta de uniformidad en los criterios aplicados explicaría, en parte, la fuerte disparidad en los resultados obtenidos. En la mayoría de estos trabajos, problemas tales como el efecto escala, la influencia de las observaciones periféricas o la ausencia de normalidad en los residuos no reciben la atención que este tipo de cuestiones requiere.

Así las cosas, el presente trabajo se propone, por un lado, contrastar empíricamente en el mercado de capitales español las predicciones teóricas que se derivan de una extensión propia del modelo de Zhang (2000) en relación con la relevancia valorativa de las pérdidas. Por otro, enriquecer la propuesta metodológica mediante el análisis pormenorizado de las propiedades estadísticas de las variables incluidas en el estudio y la aplicación de técnicas de estimación robusta en el análisis de regresión. Proponemos además, como novedad, una solución alternativa al problema del “efecto escala” descrito por Easton y Sommers (2003).

El resto del trabajo se organiza como sigue. En la sección 1 se realiza una breve síntesis de los trabajos previos que han vuelto se atención, directa o indirectamente, sobre el fenómeno de las pérdidas y su relevancia valorativa, haciendo especial hincapié en aquellos aspectos que serán revisados en secciones posteriores. La sección 2 profundiza en todas aquellas cuestiones metodológicas puestas de relieve en la sección 1 y presenta la base metodológica sobre la que se asienta el trabajo empírico posterior. En la sección 3 se detalla la propuesta teórica de Zhang (2000) en torno a la relación precio-pérdidas, así como la extensión que proponemos del mismo. La sección 4 recoge la muestra y las variables del estudio. Los modelos empleados para el contraste empírico de las hipótesis y las predicciones sobre el valor de los coeficientes aparecen en la sección 5. La sección 6 discute los resultados y la sección 7 recoge las conclusiones del trabajo y las implicaciones que de él se desprenden para futuras investigaciones.

3.1. EVIDENCIA EMPÍRICA PREVIA

El objetivo de esta sección es mostrar una breve síntesis de aquellos trabajos en los que, bien de manera explícita bien de manera implícita, se ha arrojado evidencia en torno a la relevancia de las pérdidas. Con el fin de facilitar su lectura y comprensión, hemos considerado oportuno abordar la discusión de los trabajos obedeciendo a la siguiente clasificación.

En primer lugar, agrupamos los trabajos en función del modelo econométrico utilizado. Podemos distinguir así dos tipos de trabajos: por un lado, aquellos en los que se estima un modelo de rentabilidades, por otro, aquellos en los que se estima un modelo de precios. A su vez, y dentro de estos últimos, distinguimos entre los que incorporan únicamente el resultado contable como variable independiente y aquellos en los que se añade además una segunda variable: el valor contable de los fondos propios.

A. Trabajos en los que se estima un modelo de rentabilidades

Consideramos en este apartado tres artículos: Hayn (1995), Easton (1999) y Joos y Plesko (2005). El trabajo de Hayn (1995) supone uno de los primeros intentos por parte de la literatura contable orientada hacia el mercado de capitales de abordar la relevancia de las pérdidas. Aún sin ofrecer una base teórica a su argumentación, Hayn defiende la existencia de patrones de asociación distintos entre el precio y el resultado en función del signo de éste último. Dicho fenómeno se debe, a su juicio, a la posibilidad por parte de los accionistas de proceder a la liquidación de la empresa (opción de liquidación o abandono) en el momento en el que el valor presente de la corriente futura de flujos de caja sea inferior al valor de liquidación de sus activos reales. Los resultados negativos no podrán entonces persistir indefinidamente. Dicho de otro modo, sólo mantendrán la actividad aquellas empresas que se consideren capaces de revertir la tendencia actual del beneficio. Esta transitoriedad de los resultados negativos se traduce en un menor impacto valorativo de las pérdidas. Si la empresa opta por la continuidad en su actividad, los

inversores entenderán que las pérdidas arrojadas son de carácter transitorio, otorgándoles un peso nulo o limitado en la proyección de flujos futuros. Los resultados que obtiene la autora parecen confirmar la hipótesis de partida, esto es, una ausencia de asociación entre valor y pérdidas, a la vista de un coeficiente de asociación de resultado prácticamente nulo (0.01).¹

En un comentario, Easton (1999) aborda la problemática de la relevancia de la información contable. Su interés se centra en la comparativa entre los dos tipos de modelos de regresión utilizados en la literatura contable para el contraste de hipótesis en torno a la relevancia: los *modelos de precios* y los *modelos de rentabilidades*. El autor aboga por la utilización de los segundos. Su defensa alude al hecho de que los modelos de rentabilidades no sufren problemas relacionados con la escala. En cuanto a la evidencia empírica mostrada, ésta se limita, en el caso de las pérdidas, a una estimación del coeficiente de asociación del resultado del que únicamente conocemos su valor (0,029), ya que no se ofrece su t-estadístico ni tampoco se realiza comentario alguno sobre él. Sus resultados, ante la imposibilidad de poder constatar la significatividad del coeficiente, parecen coincidir con los obtenidos por Hayn (1995).

Joos y Plesko (2005) consideran en su trabajo dos tipos de empresas con pérdidas: aquellas empresas en las que las pérdidas pueden considerarse transitorias y aquéllas en las que las pérdidas son permanentes. En las primeras la estimación del coeficiente de asociación del resultado arroja un signo positivo y significativamente distinto de cero (pero cercano al cero, 0.081). En las segundas, este coeficiente se vuelve nulo. El trabajo carece de una base teórica que guíe los resultados.

En los tres trabajos citados se constata un coeficiente de asociación del resultado nulo —la única excepción sería el signo positivo evidenciado por Joos y Plesko (2005) en el caso de las empresas con pérdidas transitorias (aunque con un valor próximo a cero)—. No obstante, esta evidencia debe ser tomada con cautela. Kothari y Zimmerman (1995)

¹ No significativamente distinto de cero.

demuestran que bajo un escenario de “Price-lead-Earnings” la estimación de un modelo de rentabilidades presenta un sesgo hacia el cero². Éste podría ser el caso.

B. Trabajos en los que se estima un modelo de precios

En este apartado distinguimos dos tipos de estudios. Por un lado, los trabajos que incluyen el resultado contable como única variable independiente en el modelo de regresión, y, por otro, aquellos que incorporan además del resultado una variable adicional: los fondos propios.

B1. El resultado contable como única variable explicativa

Dos son los trabajos que abordan la problemática de las pérdidas a través de un modelo univariante en el que el precio figura como variable dependiente y el resultado contable como variable independiente, a saber: Collins, Maydew y Weiss (1997) y Collins, Pincus y Xie (1999).

El objetivo principal del trabajo de Collins, Maydew y Weiss (1997) se centra en el análisis de la evolución de la relevancia de la información contable a lo largo del tiempo. Los autores destacan cuatro factores con capacidad para incidir en la relevancia de las variables contables objeto de estudio³: (1) la creciente presencia de empresas que realizan una fuerte inversión en intangibles, (2) la frecuencia y magnitud de partidas no recurrentes en el resultado, (3) el tamaño de las empresas, y, por último, (4) la incidencia de los resultados negativos. Los autores justifican la consideración de las pérdidas como factor determinante a partir del razonamiento desarrollado por Hayn (1995): dado que el coeficiente de asociación del resultado —como variable explicativa del precio de mercado— disminuye conforme aumenta la proporción de empresas con pérdidas,

² El concepto de “Price-lead-Earnings” así como sus posibles implicaciones econométricas serán objeto de análisis en una sección posterior.

³ Estas variables, habituales en los estudios de relevancia, son el resultado y el valor contable de los fondos propios.

entonces, si se confirma este incremento en el tiempo la relevancia del resultado tendería a disminuir.

Sin embargo, la evidencia mostrada por los autores es contraria a la ofrecida por Hayn. Mientras que Hayn, tal y como vimos anteriormente, constata un coeficiente de asociación del resultado próximo a cero (y no significativamente distinto de cero), Collins et al. (1997) encuentran que ese mismo coeficiente es negativo y significativamente distinto de cero. La existencia de una opción de abandono justificaría un coeficiente de asociación del resultado nulo, pero nunca negativo. Los autores no realizan consideración alguna al respecto.

Collins, Pincus y Xie (1999) argumentan que un modelo que incluya únicamente el resultado contable como variable explicativa del precio está incorrectamente especificado. A su juicio, la variable fondos propios juega un papel crucial en la determinación del valor de las empresas con pérdidas. Así las cosas, la no inclusión de la variable fondos propios en el modelo conduciría a una estimación sesgada del coeficiente de asociación del resultado en el caso de que la variable omitida (fondos propios) esté correlacionada con la variable independiente (pérdidas). Los resultados que obtienen evidencian una asociación negativa entre precio y resultados negativos cuando el resultado es la única variable independiente que se incluye en el modelo. La media del coeficiente asociado al resultado a lo largo del período muestral es -1.12 (significativamente distinto de cero).

Así pues, tanto el trabajo de Collins et al. (1997) como el de Collins et al. (1999) evidencian un coeficiente de asociación del resultado negativo. Aún siendo esta evidencia contraria a la mostrada por Hayn (1995), ninguno de los dos artículos menciona este hecho.

B2. El valor contable de los fondos propios como variable explicativa adicional

Los mismos dos artículos que hemos comentado en el artículo anterior —Collins, Maydew y Weiss (1997) y Collins, Pincus y Xie (1999)— también estiman un modelo de precios que incorpora, además del resultado, los fondos propios como variable explicativa adicional. Sin embargo, la evidencia aportada por cada uno de ellos difiere. Mientras que en el caso de Collins et al. (1997) el coeficiente de asociación del resultado se mantiene negativo a pesar de la incorporación de los fondos propios, en el caso de Collins et al. (1999) el signo revierte (positivo y significativamente distinto de cero). En un principio, la única diferencia aparente entre los dos artículos radicaría en el período muestral utilizado: mientras que Collins et al. (1997) abordan el período 1953-1993, Collins et al. (1999) analizan el período 1974-1993.⁴

Barth, Beaver y Landsman (1998) analizan el papel de la salud financiera de la empresa como factor determinante de la importancia relativa del resultado y el valor contable de los fondos propios en el proceso de valoración. Los autores plantean la siguiente hipótesis de trabajo: dado que el valor de liquidación representa el valor de los activos disponibles en el momento de la quiebra, conforme se vaya incrementando el riesgo de ésta ocurra, el valor de liquidación y, por ende, la información contenida en el balance de situación, cobrará mayor importancia dentro del proceso de valoración. La información contenida en la cuenta de resultados se situaría en un segundo plano. La salud financiera de la empresa se convierte así, en un factor que determina la importancia de los fondos propios (procedente del balance) y el resultado contable (procedente de la cuenta de resultados). Entre las distintas hipótesis que realizan, la que hace referencia al coeficiente de relevancia valorativa del resultado y que por lo tanto centra nuestro interés, es la siguiente: el coeficiente asociado al resultado será menor cuanto mayor sea el deterioro de la salud financiera de la empresa. Aquí vemos como los autores predicen un descenso en este coeficiente pero en ningún momento alertan de la posibilidad de que éste alcance valores negativos.

⁴ Aunque parezca sorprendente, Collins et al. (1999) no citan el artículo de Collins et al. (1997). La evidencia que recoge este último es contraria al razonamiento sobre el que descansa el trabajo de Collins et al. (1999), a saber, que la omisión de los fondos propios es el responsable del signo negativo del coeficiente de asociación del resultado.

En lo respecta a la metodología, los autores realizan dos tipos de análisis, uno intertemporal y otro de corte transversal. Sólo en el primero de ellos, que recoge exclusivamente empresas que han quebrado en algún momento del tiempo, se realiza una discriminación entre empresas con ganancias y empresas con pérdidas. Nos centramos, pues, en los resultados que arroja el análisis intertemporal. En este análisis los autores encuentran que el coeficiente asociado a las ganancias es siempre superior al coeficiente asociado a las pérdidas. Además en todos y cada uno de los años previos a la quiebra, el coeficiente de las pérdidas es esencialmente cero. No obstante, los valores positivos y no excesivamente bajos de este coeficiente (sobre todo en los años más alejados de la quiebra, con valores comprendidos entre 3,59 y 2,50) nos alertan de una fuerte variabilidad en la estimación.⁵ Los resultados se encontrarían, así, en la línea de los expuestos por Hayn (1995), evidenciando la nula aportación valorativa de las pérdidas a través de coeficientes de asociación prácticamente nulos, pero nunca por debajo de cero.⁶

En el capítulo 2 se mencionaba el artículo de Burgstahler y Dichev (1997) como uno de los trabajos pioneros en la defensa del valor contable de los fondos propios como un atributo de valor y la necesidad de plantear modelos de valoración alternativos —distintos al paradigma vigente, basado en el modelo de capitalización de beneficios— capaces de reconocer la importancia de aquél en el proceso de valoración. También vimos el modelo teórico tipo-opción desarrollado por los autores. Partiendo de ese modelo, los autores pronostican que a medida que el beneficio se aproxime a valores extremadamente bajos en relación con la magnitud de los fondos propios, los fondos propios se convertirán en el único determinante del valor de mercado de la empresa. Dado que las pérdidas representan un caso de resultados extremadamente bajos en relación con la cifra de fondos propios, el coeficiente asociado a aquéllas deberá situarse próximo a cero, pero en ningún caso por debajo de él. Dicho de otro modo, bajo la cobertura teórica del modelo propuesto por Burgstahler y Dichev, el coeficiente de relevancia valorativa del resultado *nunca* alcanza valores negativos.

⁵ No se muestran las desviaciones estándar de los coeficientes estimados.

⁶ Los resultados que obtienen García-Ayuso y Rueda (2000) para el caso español irían también en esta línea. Una vez incorporada la variable fondos propios en el modelo, el signo negativo del coeficiente de asociación del resultado desaparece.

Sin embargo, la evidencia que encuentran los autores contradice la predicción teórica: el coeficiente de asociación del resultado es negativo y significativamente distinto de cero para las empresas con pérdidas. Aunque los autores asumen la incapacidad del modelo para dar una explicación desde el punto de vista teórico a la evidencia observada, argumentan lo siguiente: valores negativos en el resultado pueden estar reflejando costes en los que ha incurrido la empresa como consecuencia de una adaptación de sus recursos hacia otra actividad o persiguiendo una mayor eficiencia en su actividad actual, con lo que mayores pérdidas estarían reflejando una mayor adaptación y, por ende, mejores perspectivas de beneficio en años venideros con el subsiguiente reflejo en los precios de mercado.

El trabajo de Easton y Sommers (2003) es uno de los más recientes en torno a la relevancia valorativa de la información contable. El artículo aborda, principalmente, tres cuestiones: la definición de lo que los autores entienden por escala, la existencia de lo que ellos denominan un “efecto escala” cuando se estima un modelo de precios y la técnica metodológica aconsejada para su tratamiento. Dado que la segunda de estas cuestiones, el “efecto escala”, será objeto de una profunda revisión en una sección posterior, nos centraremos aquí en la primera y la tercera.

En cuanto a la primera, la definición de escala, los autores entienden que el propio valor de mercado es la escala de la empresa. Su razonamiento es el siguiente: dado que en el marco de la literatura contable orientada hacia el mercado de capitales es, precisamente, el valor de mercado la variable-base (bench-mark) utilizada para validar la capacidad de la información contable para recoger todos aquellos hechos que afectan al valor de la empresa, tiene sentido pensar que será ésta la variable que nos permita discriminar fielmente entre distintos “tamaños” de empresa. Estos autores vinculan, pues, el concepto de tamaño al concepto de valor.

En lo que respecta a la metodología, Easton y Sommers proponen la estimación del modelo de regresión —en el que, recordemos, el valor de mercado figura como variable dependiente y el resultado contable y los fondos propios como variables

independientes— a través de mínimos cuadrados ponderados. Dada la imposibilidad de incorporar la escala (es decir, el valor de mercado de la empresa) como variable independiente⁷, los autores abogan por la utilización de mínimos cuadrados ponderados otorgando un peso a cada observación equivalente al inverso de su valor de mercado.⁸ Así las cosas, aquellas observaciones con mayor escala recibirán un menor peso en la regresión (o lo que es lo mismo, se la dará menos importancia a la diferencia entre el valor observado y el valor estimado en estas observaciones), y por lo tanto, su capacidad para distorsionar se verá menguada.

La evidencia empírica aportada por los autores con relación a la relevancia valorativa de las pérdidas es mínima y el análisis inexistente. La única referencia que realizan en torno a las pérdidas se encuentra en una nota final.⁹ En esta nota, los autores ponen de relieve la dispar asociación entre precio y resultado contable en función del signo de éste último. Mientras que el coeficiente de asociación del beneficio es positivo (significativamente distinto de cero), el coeficiente asociado a las pérdidas es negativo (también significativamente distinto de cero).

De los cinco artículos que hemos citado —que utilizan modelos de precios—, tres de ellos encuentran un coeficiente de asociación del resultado negativo; otro, un coeficiente de asociación nulo; y otro, un coeficiente positivo. La evidencia pues es bien contradictoria.

Antes de abordar aquellas cuestiones metodológicas que, a nuestro juicio, pueden explicar parte de las contradicciones que recoge la literatura previa, consideramos oportuno incluir aquí un cuadro resumen en el que se detallan los resultados obtenidos en cada uno de los trabajos que hemos abordado.

⁷ Opción aconsejada por Barth y Kallapur (1996) pero sin sentido en este caso, ya que el valor de mercado de la empresa figura ya como variable dependiente.

⁸ Esto equivale a dividir todas las variables por el valor de mercado de la empresa, incluido el intercepto.

⁹ Nota 15 del artículo de Easton y Sommers (2003).

CUADRO 1
Cuadro resumen de los resultados obtenidos en la literatura previa

Trabajos previos	Modelo econométrico estimado	Signo del coeficiente de asociación de las pérdidas	
		Resultado contable como única variable explicativa	Fondos propios como variable explicativa adicional
Hayn (1995)	Rentabilidades	Nulo	-
Collins, Maydew y Weiss (1997)	Precios	Negativo	Negativo
Burgstahler y Dichev (1997)	Precios	-	Negativo
Barth, Beaver y Landsman (1998)	Precios	-	Nulo
Collins, Pincus y Xie (1999)	Precios	Negativo	Positivo
Easton (1999)	Rentabilidades	Nulo	-
Easton y Sommers (2003)	Precios	-	Negativo
Joos y Plesko (2005)	Rentabilidades	Nulo (pérdidas permanentes) Negativo (pérdidas transitorias)	-

3.2. CUESTIONES METODOLÓGICAS

El objetivo de esta sección es profundizar en todas aquellas cuestiones metodológicas puestas de relieve a lo largo de la sección 3.1, así como presentar la base metodológica sobre la que se apoya el trabajo empírico posterior. Se abordarán las siguientes cuestiones: (1) las propiedades de los modelos de precios y los modelos de rentabilidades bajo el supuesto de “Price-lead-earnings”; (2) el problema de las observaciones influyentes; (3) el “efecto-escala”; y (4) el estimador LTS —Least Trimmed Squares—, que es el estimador utilizado en el trabajo empírico en detrimento del estimador MCO.

3.2.1. Modelos de precios vs. modelos de rentabilidades

Como ya se ha expuesto anteriormente, un modelo de precios y uno de rentabilidades difieren en la variable dependiente utilizada. En el primer caso, la variable dependiente es el precio de los títulos, en el segundo, los retornos.

Dado el interés de la comunidad académica contable en el análisis de la relación existente entre los retornos anormales y los resultados inesperados, la mayor parte de los trabajos empíricos de las décadas setenta y ochenta se caracterizan por la utilización de modelos de cambios, esto es, modelos que incluyen cambios tanto en su variable dependiente (rentabilidades) como en su variable independiente (incremento en el resultado). Sin embargo, a partir de la publicación del trabajo de Lev (1989), en el que se aboga decididamente por la utilización de niveles en el análisis de la investigación de la relación resultado precio, la literatura contable ha contemplado la aparición de un buen número de trabajos que discuten la utilidad y las posibles limitaciones metodológicas de las diferentes variantes econométricas. Artículos como los de Easton y Harris (1991) y Ali y Zarowin (1992) introducen en el modelo de rentabilidades tradicional el nivel de resultados como variable explicativa; otros, como el de Kothari y Zimmerman (1995), defienden la utilización de un modelo de precios en determinados contextos.

En este capítulo nos hemos planteado el análisis de la relación precio-pérdidas atendiendo al valor del coeficiente de asociación de este último con el primero. Se hace necesario, pues, proponer un modelo de regresión que incluya a ambas variables y proceder luego a su estimación.

Beaver, Lambert y Morse (1980) demostraron que los precios incorporan información aún no reflejada en la serie histórica de beneficios, esto es, que la información que se incorpora en los precios es superior a la contenida en las realizaciones pasadas de beneficios. Esto significa que, aunque las realizaciones de resultado puedan explicarse a través de un recorrido aleatorio (Ball y Watts, 1972; Albrecht, Lookabill y McKeown, 1977), el mercado es capaz de anticipar una parte de la variación experimentada por el resultado. Dicho de otro modo, sólo una parte de esa variación supone una sorpresa para el mercado.

Kothari y Zimmerman (1995) formalizan esta idea asumiendo que efectivamente el proceso estocástico que gobierna las realizaciones de beneficios es un recorrido aleatorio, esto es,

$$E_t = E_{t-1} + u_t$$

donde el error u_t (ΔE_t) tiene media cero, varianza constante. Sin embargo, sólo una porción de u_t supone una sorpresa para el mercado, ya que el resto se ha anticipado en períodos anteriores. En el caso expuesto, los autores plantean un escenario en el que el mercado tiene capacidad para anticipar esta información con dos períodos de antelación. La anterior ecuación podría describirse, entonces, como:

$$E_t = E_{t-1} + s_t + a_{t,t-1} + a_{t,t-2}$$

donde,

- s_t es el componente de ΔE_t que sí supone una sorpresa para el mercado
- $a_{t,t-1}$ y $a_{t,t-2}$ son los componentes de ΔE_t que se anticipan en los períodos $t-1$ y $t-2$, respectivamente

En el modelo de precios, la variable dependiente es el nivel de precios. Como decíamos anteriormente, esta variable recoge información no sólo sobre la serie histórica de beneficios sino que también incorpora información sobre beneficios futuros aún no reflejada en el beneficio actual. Esta información ($a_{t+1,t}$ y $a_{t+2,t}$) genera variaciones en el precio, MV_t , pero, sin embargo, no está correlacionado con beneficio de ese mismo período, E_t . El modelo de precios omite así una variable independiente que explicaría la variación en MV_t que se debe a la anticipación de ciertos componentes del beneficio futuro. En el plano econométrico, esto implicaría la aparición de un problema de *omisión de variable relevante*, que reduce el poder explicativa del modelo pero que no introduce sesgo alguno en la estimación del coeficiente asociado al resultado.

Por lo que respecta al modelo de rentabilidades, la variable dependiente, R_t , incorpora toda aquella información que llega al mercado a lo largo del período t y que guarda relación con el beneficio del mismo período así como de períodos sucesivos. Sin embargo, la variable independiente, E_t , contiene información ya anticipada por el mercado en períodos anteriores ($a_{t,t-1}$ y $a_{t,t-2}$). Estos componentes son, por lo tanto, irrelevantes a la hora de explicar las rentabilidades obtenidas a lo largo del período t . Por lo tanto, además del problema de omisión de variable relevante —al igual que ocurría con el modelo de precios, existe cierta información en la variable dependiente ya anticipada por el mercado que la variable independiente no recoge—, se genera, también, un problema de *inclusión de variable irrelevante* que conlleva una estimación sesgada hacia el origen del coeficiente β del modelo.

En los trabajos de Hayn (1995) Easton (1999) y Joos y Plesko (2005) se recurre a la utilización de un modelo de rentabilidades para contrastar la validez de las hipótesis. Dado que el interés de este capítulo se centra en la relación precio-pérdidas, medida ésta a través del coeficiente de asociación del resultado, una estimación correcta de este

parámetro resulta crucial. En los tres trabajos citados se constata un coeficiente de asociación del resultado nulo —la única excepción sería el signo positivo evidenciado por Joos y Plesko (2005) en el caso de las empresas con pérdidas transitorias (aunque con un valor próximo a cero)—. El posible sesgo hacia el origen en los modelos de rentabilidades podría ser la causa de la nula asociación observada.

Optamos pues por la estimación de un modelo de precios en detrimento de uno de rentabilidades, con el fin de evitar una posible estimación sesgada hacia el cero del coeficiente asociado a las pérdidas.

3.2.2. *Observaciones influyentes*

En ocasiones, existen observaciones en la muestra con capacidad para influir en los resultados que se desprenden de la estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO). La naturaleza de la transformación cuadrática, derivada de primer orden mayor que cero, provoca que la recta de regresión¹⁰ tienda a aproximarse a las observaciones más periféricas con el fin de evitar una mayor suma residual. El criterio de minimización de la suma de los cuadrados de los residuos contradice, en este caso, la idea original: la búsqueda de la mejor estimación posible de la estructura lineal real subyacente.

Una práctica común en la literatura contable orientada hacia el mercado de capitales ha sido considerar únicamente como observaciones potencialmente influyentes a aquellas observaciones que presentan valores extremos en alguna de las variables objeto de estudio. Así las cosas, la solución habitual a este problema ha consistido básicamente en aplicar un porcentaje de eliminación sobre de la distribución de cada una de las variables analizadas —eliminando, por ejemplo, los valores que se sitúan en los percentiles

¹⁰ Será una recta en el caso del modelo de regresión lineal simple; en el modelo de regresión lineal múltiple hablaríamos de un hiperplano. A lo largo de esta sección, y por motivos de exposición, se tomará como referencia el modelo de regresión lineal simple.

extremos¹¹. Sin embargo, no toda observación periférica es el resultado de valores extremos en alguna o en todas las variables del modelo. Existen observaciones periféricas en las que ninguna de sus coordenadas es extrema. Un claro ejemplo al respecto puede verse en el apéndice (Anexo 1). Además, aún en el caso de que las observaciones periféricas se correspondan únicamente con valores extremos en alguna de las variables incorporadas al estudio, la simple eliminación de un porcentaje de observaciones no siempre consigue erradicar el problema de las observaciones influyentes.¹²

Posteriormente podremos comprobar como para el caso español las distribuciones de las dos variables de interés (valor de mercado y pérdidas) son claramente asimétricas con una única cola y alargada.¹³ La simple eliminación de un porcentaje de observaciones a cada lado de la distribución no parece por lo tanto una solución apropiada para el problema de las observaciones influyentes o periféricas.

Así pues, consideramos importante realizar una detallada revisión de la distribución y estadísticos descriptivos de las variables que intervienen en el estudio, puesto que la transformación de las variables puede mitigar la influencia de los valores extremos.

3.2.3. El “efecto-escala”: Easton y Sommers (2003)

En esta sección quisiéramos volver nuestra atención sobre el artículo de Easton y Sommers (2003). Este trabajo representa la última aportación rigurosa en el seno de la investigación contable en torno a la cuestión de la escala y los problemas econométricos asociados a ella. El estudio se divide en dos partes claramente diferenciadas: la primera,

¹¹ Habitualmente, se elimina el 1% superior e inferior de la distribución de cada una de las variables que intervienen en el estudio.

¹² Así, por ejemplo, si alguna de las variables sigue una distribución del tipo lognormal —distribuciones que se caracterizan por una fuerte asimetría (una sola cola) y un alto grado de curtosis (elevado espesor de cola)—, la eliminación del 1% superior e inferior de esta distribución no conseguiría corregir el problema de las observaciones extremas. En uno de los lados (en el que no existe cola), estaríamos eliminando observaciones que no son extremas y desechando por lo tanto información inútilmente. En el otro, la eliminación es insuficiente. Dada la longitud y el espesor de la cola, persistirán todavía observaciones muy alejadas de la media y, por ende, potencialmente influyentes.

¹³ Más adelante, en la sección que aborda la descripción de las variables, veremos como tanto la distribución del valor de mercado y la de las pérdidas se asemeja a una del tipo lognormal.

de carácter econométrico, en la que se describe lo que los autores entienden por “efecto-escala”, se aporta evidencia para el caso estadounidense de la existencia de tal efecto y se ofrece una posible solución. La segunda, de carácter empírico, en la que se revisa la relevancia valorativa de la información contable aplicando la metodología propuesta por los autores. Aspectos de esta segunda parte —aquellos referidos a la relación precio-pérdidas— ya han sido tratados en la sección 3.1. Nos ocupamos aquí de la primera parte de su trabajo, es decir, el “efecto escala”.

En los estudios de relevancia valorativa, los modelos econométricos habitualmente utilizados son los denominados modelos de precios. Estos modelos se caracterizan por incorporar los niveles de las variables —a diferencia de los modelos de rentabilidades que incorporan incrementos—. Además, como su propio nombre indica, la variable dependiente es el precio. Es en este tipo de modelos en los que Easton y Sommers demuestran la existencia de un “efecto-escala”. Según los autores, los resultados que se desprenden de la estimación de un modelo de precios se ven condicionados por la influencia de un grupo reducido de observaciones. Este grupo lo componen aquellas observaciones que presentan los valores de mercado más elevados (las de mayor tamaño o escala¹⁴). La eliminación de estas observaciones no consigue erradicar el problema. En la muestra restante, el nuevo grupo de observaciones con mayor valor de mercado toma el relevo del anterior provocando el mismo efecto. Y así sucesivamente.

La explicación a este hecho reside, para Easton y Sommers (2003), en una posible relación no lineal entre valor de mercado y las magnitudes contables, sugiriendo así diferentes coeficientes de asociación según el tamaño de las empresas. La solución que proponen los autores consiste en estimar un modelo de regresión mediante mínimos cuadrados ponderados (MCP), tomando como factor de ponderación para cada observación el inverso de su correspondiente valor de mercado.¹⁵

¹⁴ Para Easton y Sommers la escala o tamaño de una empresa viene dado por su valor de mercado.

¹⁵ A diferencia de la estimación MCO, donde todas las observaciones reciben el mismo peso (=1), la estimación MCP otorga un peso determinado a cada observación. En el trabajo de Easton y Sommers (2003) cada observación se pondera mediante el inverso de su valor de mercado. Así se consigue rebajar la influencia de las observaciones de mayor tamaño en la regresión.

Sin embargo, la no-linealidad es sólo una posibilidad. En este sentido, proponemos en este trabajo un posible escenario en el que se constata la existencia de un efecto escala aún bajo el supuesto de independencia entre variables —véase el ejemplo en el apéndice (Anexo 2)—. En este escenario en particular, el efecto escala es una consecuencia de la distribución que sigue la variable dependiente, concretamente, la distribución lognormal. Como ya se ha señalado, esta distribución se caracteriza por presentar una fuerte asimetría —una única cola y alargada— y un elevado grado de curtosis —fuerte espesor de cola—. La eliminación de un simple porcentaje de observaciones situadas en el extremo de la cola no consigue erradicar el problema de las observaciones extremas. Persisten todavía observaciones de esa variable con valores extremadamente alejados de la media y, por lo tanto, con capacidad para influir en la recta de regresión. Repetidas eliminaciones no conseguirían paliar este problema. Su solución sólo se alcanzaría una vez eliminadas todas las observaciones de la cola. Pero esta solución implica un coste excesivo: la eliminación de un porcentaje muy elevado de observaciones y, por ende, la pérdida de información.

Estaríamos, pues, ante el mismo efecto descrito por Easton y Sommers pero provocado, ahora, por la distribución de una de las variables y no por algún tipo de no-linealidad. La principal conclusión que se deriva de nuestra aportación es la siguiente: si el efecto escala es una consecuencia de la distribución de las variables, cabe la posibilidad de que una simple transformación de las mismas corrija tal efecto. En el ejemplo que proponemos en el apéndice (anexo 2), la transformación logarítmica de la variable dependiente bastaría por sí sola para erradicar el problema del efecto escala.

En el estudio empírico se constata la existencia de un efecto escala en la regresión precio-pérdidas para el caso español. También allí se demuestra como la transformación logarítmica de las dos variables del modelo (precio y resultado) consigue eliminar este efecto.

3.2.4. Técnicas de estimación robusta: El estimador LTS

Como decíamos, la estimación mediante MCO puede verse seriamente afectada por la influencia de observaciones periféricas. A las diferentes técnicas destinadas a mitigar este efecto se les denominan técnicas de estimación robusta. El posterior trabajo empírico incorpora una de estas técnicas, concretamente, una técnica de estimación propuesta inicialmente por Rousseeuw (1983,1984) y refinada posteriormente por Rousseeuw y Leroy (1987) y que se le conoce como Least Trimmed Squares (LTS).

Las técnicas de estimación robusta tienen como objetivo la búsqueda de un estimador resistente al efecto pernicioso de las observaciones periféricas. En el ámbito econométrico, al concepto que describe el grado de exposición de un estimador a la influencia de las observaciones periféricas se le denomina “punto de ruptura”¹⁶. Mientras que el estimador MCO posee un punto de ruptura muy bajo (una sólo observación periférica puede desplazar arbitrariamente la recta de regresión). El estimador LTS, bajo ciertas condiciones, alcanza el máximo punto de ruptura posible.

El estimador LTS (Least Trimmed Squares)

Rousseeuw (1983,1984) y Rousseeuw y Leroy (1987) introducen el estimador LTS (Least Trimmed Squares). Este estimador viene dado por la siguiente expresión:

$$\text{Min}_b \sum_{i=1}^h (r^2)_{i:n}$$

donde $(r^2)_{1:n} \leq (r^2)_{2:n} \leq \dots \leq (r^2)_{h:n}$ representa la serie ordenada de menor a mayor de los cuadrados de los residuos. Esta expresión es muy similar a la expresión del estimador MCO con la diferencia de que ahora no se consideran los residuos al cuadrado de mayor magnitud, permitiendo así, un ajuste al margen de las observaciones periféricas. Podemos

¹⁶ Este concepto se aborda con mayor profundidad en el apéndice (Anexo 3).

decir, entonces, que el estimador LTS es equivalente al estimador MCO calculado a partir de h observaciones (sobre n). Es, precisamente, esta característica (trabajar con un número menor de observaciones) la que le permite minimizar su exposición a las observaciones extremas. Se evita así la posible influencia de este tipo de observaciones en los coeficientes estimados.¹⁷

El único problema para su aplicación residía en el elevado tiempo de ejecución del algoritmo necesario para obtener este estimador. Tal y como Rousseeuw y Driessen (1999) reconocen en su trabajo: *“A pesar de todas sus ventajas, hasta ahora la utilización del estimador LTS ha sido más bien escasa debido al elevado tiempo de ejecución del algoritmo necesario para su cálculo...”*. Sin embargo, en ese mismo trabajo, los autores proponen un nuevo algoritmo con una velocidad de ejecución mucho mayor a los algoritmos anteriores, recomendando así su utilización: es el llamado algoritmo “Fast-LTS”¹⁸. Adelanto aquí, que será éste el algoritmo utilizado en el trabajo empírico posterior. En el apéndice (Anexo 4) se describe su funcionamiento.

Es posible además incrementar la eficiencia de este estimador incorporando un procedimiento de mínimos cuadrados ponderados. La idea es la siguiente: primero estimamos mediante LTS, luego atendemos a la distancia de cada observación con respecto a la recta estimada y, finalmente, estimamos por MCO pero otorgando un peso igual a cero a aquellas observaciones bastante alejadas de la recta LTS —y, por lo tanto, potencialmente influyentes¹⁹— y un peso igual a uno al resto. La estimación practicada mantendrá el alto punto de ruptura inherente a la estimación LTS pero verá incrementada su eficiencia (incorpora más información) y nos permitirá obtener magnitudes estándar del análisis de regresión como el coeficiente de determinación o la matriz de varianzas y covarianzas del estimador.

¹⁷ Para una revisión de las propiedades estadísticas de este estimador puede verse Rousseeuw y Leroy (1987).

¹⁸ Agradecemos a Katrien Van Driessen (UFSIA, Belgium) el acceso a la última versión (20/06/03) de este algoritmo.

¹⁹ Leroy y Rousseeuw (1987) consideran como potencialmente influyentes las observaciones con un residuo superior a 2.5 veces el error estándar de la regresión.

En resumen, todo lo visto en los apartados anteriores se sintetiza en los siguientes puntos que definen nuestra propuesta metodológica. Son éstos:

- Estimamos un modelo de precios en detrimento de uno de rentabilidades evitando así un posible sesgo en el coeficiente de asociación estimado.
- No eliminamos un porcentaje aleatorio de observaciones a ambos lados de la distribución de cada variable, ya que esto no garantiza la eliminación de observaciones extremas o periféricas. Defendemos la necesidad de profundizar en el análisis de la distribución y estadísticos descriptivos de cada variable.
- Proponemos como solución al “efecto escala” la transformación de las variables originales del estudio. El “efecto escala” —tal y como lo describen Easton Sommers (2003)— no obedece exclusivamente a la existencia de una relación no lineal entre las variables. Si el efecto escala es una consecuencia de la distribución de las variables —como así demostraremos para el caso español—, cabe la posibilidad de que una simple transformación corrija tal efecto.
- Optamos por la utilización del estimador LTS a tenor de su bajo grado de exposición a las observaciones influyentes. Dado que la estimación MCO se ve fácilmente afectada por este tipo de observaciones, la utilización de otro estimador capaz de paliar esta deficiencia parece una alternativa razonable.

3.3. FUNDAMENTO TEÓRICO

Tal y como se ha señalado en la introducción de este trabajo, la reciente propuesta de Zhang (2000) confiere el marco teórico adecuado para afrontar una discusión rigurosa en torno a la relevancia valorativa de las pérdidas. No obstante, y para el caso concreto de las pérdidas, creemos que este modelo se encuentra limitado. El modelo no contempla la posibilidad de que una empresa con pérdidas reciba el respaldo del mercado, ya que

predice que toda empresa con pérdidas será valorada a través de su valor de liquidación. Así pues, hemos considerado oportuno desarrollar una extensión del mismo que cubra esta limitación.

En la primera parte de esta sección se realiza una descripción general del modelo original de Zhang (2000) poniendo de relieve las predicciones teóricas que de él se derivan para el caso concreto de las pérdidas. En la segunda, presentamos la extensión del modelo así como las nuevas predicciones que de ésta se desprenden.

3.3.1. El modelo de Zhang (2000): descripción general, supuestos asumidos y predicciones teóricas para el caso de las empresas con pérdidas

Según Zhang (2000), el valor de la empresa puede expresarse como^{20 y 21}

$$V = P_c(q) \cdot as + X^e / (R-1) + C_e(q) \cdot G$$

donde,

- as es el activo de la empresa;
- q es la eficiencia (rentabilidad) con la que la empresa opera su activo;
- $[P_c(q) \cdot as]$ es el valor de la opción (put) de proceder al cese de la actividad;
- X^e es el beneficio económico de la empresa.
- R equivale a $(1+r)$; donde r es la rentabilidad del activo libre de riesgo;
- G es la inversión que acomete la empresa en el caso de expansión.
- $[C_e(q) \cdot G]$ es el valor de la opción (call) de expandir la actividad;

²⁰ Dado que el trabajo aborda la relación entre valor y magnitudes contables contemporáneas, se omiten los subíndices temporales para mayor simplicidad.

²¹ Este modelo se ha expuesto ya con mayor detalle en el capítulo anterior.

Como vimos en el capítulo 2, el modelo de Zhang (2000) gira en torno a dos variables centrales, a saber, la eficiencia (parámetro q en el modelo) y el activo de la empresa (parámetro as en el modelo). La eficiencia representa el rendimiento de la inversión o beneficio por unidad invertida (rentabilidad) y por lo tanto es un indicador de la capacidad de la empresa para explotar su activo. Esta medida de “calidad” o “destreza” se complementa con una medida de tamaño, el activo. La combinación de ambas determinará el valor total de la empresa.

A diferencia de modelos anteriores, el modelo de Zhang incorpora la posibilidad por parte de la empresa de decidir entre diferentes alternativas de inversión —representadas opciones reales—. La decisión final de la empresa, y por lo tanto su valor, dependerá de su nivel de rentabilidad o eficiencia. Así, un nivel de rentabilidad lo suficientemente bajo provocará que la empresa opte por el cese de la actividad. En este caso, el valor de la empresa vendrá dado por su valor de liquidación. Por otro lado, si la rentabilidad es tal que la empresa decide mantener la escala actual de las operaciones —esto es, ni desinvierte ni acomete nuevas inversiones—, su valor vendrá dado por la corriente futura de beneficios asociada al activo actual de la empresa. Finalmente, si el nivel de rentabilidad es lo suficientemente elevado, la empresa optará por la expansión y su valor vendrá determinado, entonces, por la corriente futura de beneficios asociada no sólo al activo actual sino también a la nueva inversión prevista.

Veamos ahora, en función de los parámetros del modelo y bajo los supuestos que el autor contempla, el valor de la empresa asociado a cada uno de los tres escenarios descritos: el valor de liquidación, el valor de continuidad y el valor de expansión.

- Valor de liquidación: $(1-c_d) \cdot as$; donde c_d es el coste en el que incurre la empresa por cada unidad de activo liquidada y as es el activo de la empresa. Dado que el modelo no contempla financiación ajena, no cabe deducir a este valor cantidad alguna en concepto de deuda. Con el objeto de facilitar la posterior discusión del modelo, nos limitamos aquí a considerar el caso en el que el cese de la actividad no acarrea coste alguno ($c_d=0$). Bajo este supuesto adicional, el valor de

liquidación de una empresa coincidirá con el valor de su activo (*valor de liquidación = as*).

- Valor de continuidad: $[(q \cdot as)/r]$; donde q es la rentabilidad o beneficio por unidad de activo, as es el activo de la empresa y r es la tasa descuento (que se supone constante). En este escenario la empresa decide mantener la actividad por lo que se hace necesaria la proyección beneficios futuros para determinar su valor. Por definición, el parámetro q representa el beneficio por unidad de activo, Se deduce pues que el producto $q \cdot as$ refleja el beneficio total de la empresa en un determinado período. Dado que los valores esperados de las dos variables (q y as) coinciden con sus respectivos valores actuales —aquí entra en juego el supuesto de recorrido aleatorio o para el parámetro q^{22} y el activo se mantiene constante porque así lo ha decidido la empresa—, los beneficios futuros esperados coincidirán también con el beneficio actual. Descontando esta corriente constante de beneficios a una tasa r se obtiene la expresión $[(q \cdot as)/r]$.
- Valor de expansión: $[q \cdot (as+G)/r]$; donde G es la inversión que decide llevar a cabo la empresa. El razonamiento es análogo al caso de continuidad; la única diferencia estriba en la cifra de activo. En este escenario, y como consecuencia de la nueva inversión, el activo que la empresa mantendrá en el futuro asciende a $(as+G)$ —el modelo supone que una vez decidida la política de inversión, el activo se mantiene constante en los ejercicios siguientes—. Dado que vamos a analizar el caso de las empresas con pérdidas parece razonable obviar el valor de expansión, por ser éste irrelevante en este tipo de empresas.

Siguiendo el modelo, y bajo los supuestos establecidos, se deducen dos predicciones básicas para el caso concreto de las empresas con pérdidas:

²² En este tipo de procesos, el valor esperado coincide con el valor actual, es decir, $E[q_{t+k}] = q_t, \forall k \geq 1$.

- 1) El valor de las empresas que arrojan pérdidas viene dado por su valor de liquidación. Siguiendo el modelo, esto obedece a un doble motivo. En las empresas con pérdidas la rentabilidad es negativa ($q < 0$). Dado que se asume un recorrido aleatorio para este parámetro, su valor esperado seguirá siendo negativo. La empresa optará pues por el cese y su valor vendrá determinado por el valor de liquidación. Por otro lado, el valor de continuidad se obtiene descontando los beneficios futuros esperados a una tasa r . Dado que los valores esperados de los parámetros q y as coinciden con su valor actual, los beneficios futuros esperados coinciden también con el beneficio actual. Sin embargo, el beneficio actual es negativo por lo que el valor de continuidad también sería negativo. Un valor negativo carece de sentido.
- 2) Existe una relación inversa entre precio y resultado. El modelo explica el signo negativo que se obtiene a menudo en la literatura previa que relaciona las pérdidas contables con los precios, obteniéndose una relación negativa aparentemente absurda (a mayores pérdidas mayores valores de mercado). El razonamiento es el siguiente. Por definición, el beneficio de una empresa equivale al producto $q \cdot as$. Dado un nivel de q (eficiencia), negativo y constante para el caso de las empresas con pérdidas, cuanto mayor es el valor de as mayores son las pérdidas en valor absoluto (menor resultado). Sin embargo, puesto que según el modelo las empresas con pérdidas se valoran a su valor de liquidación, cuanto mayor es la cifra de as mayor es el valor de liquidación, y siendo éste el valor de las empresas con pérdidas, mayor será también el valor de la empresa en el mercado. Se establece, así, una relación inversa entre valor y resultado: cuanto menor es el resultado (mayores pérdidas) mayor es el valor de la empresa. Este argumento, teóricamente fundado, explicaría así el sorprendente resultado que obtienen algunos de los trabajos previos en cuanto al signo de la relación.

$$\uparrow as \left\{ \begin{array}{l} \downarrow \text{Beneficio (dado que } q < 0) \\ \uparrow \text{Valor de liquidación } (\uparrow \text{ valor de la empresa)} \end{array} \right.$$

3.3.2. Extensión del modelo: relajación de los supuestos y nuevas predicciones

Las predicciones teóricas que se derivan del modelo de Zhang para el caso concreto de las pérdidas se asientan sobre la base de un supuesto crucial: el parámetro q sigue un proceso de recorrido aleatorio. Este supuesto obliga a valorar a una empresa que arroja pérdidas a través de su valor de liquidación puesto que no se espera variación alguna en las rentabilidades futuras con respecto a su rentabilidad actual (negativa). Veamos qué ocurre, sin embargo, si se relaja este supuesto y se incorpora la posibilidad de que el parámetro q siga, por ejemplo, un proceso de reversión a la media.

Admitamos pues, la existencia de dos procesos estocásticos distintos para el parámetro q : un recorrido aleatorio y un proceso de reversión a la media. La incorporación de esta último permite contemplar la posibilidad de que existan empresas para las que se espera que su rentabilidad, negativa en el período actual, revierta en el siguiente período a su valor medio, siendo éste positivo y lo suficientemente elevado como para que la empresa decida mantener la actividad actual. Esto es, $E[q_{t+k}] = q^*$, $\forall k \geq 1$ con $q^* > 0$. Considerar dos posibles procesos estocásticos para el parámetro q supone, en la práctica, diferenciar entre dos tipos de empresas con pérdidas: por un lado, empresas a las que el mercado retira su confianza, ya que no se espera cambio alguno en la rentabilidad actual (recorrido aleatorio) y, por otro, empresas que, aún habiendo arrojado pérdidas, reciben el respaldo del mercado bajo la convicción de que serán capaces de revertir el signo actual de su rentabilidad (reversión a la media).

De lo anterior podemos deducir las siguientes predicciones teóricas para el caso concreto de las empresas con pérdidas:

- 1) El valor de una empresa con pérdidas dependerá del proceso estocástico asumido para el parámetro q , es decir, si se confía o no en la capacidad de la empresa para revertir el signo actual de su rentabilidad (negativa). Si no recibe el respaldo del mercado (supuesto de recorrido aleatorio) su valor vendría dado por su valor de liquidación: as . Si por el contrario, el mercado sí confía en su

recuperación (supuesto de reversión a la media) el valor vendrá determinado por el valor de continuidad. Este último, a diferencia de lo que ocurría bajo el supuesto de recorrido aleatorio, ahora sí tiene sentido puesto que bajo el supuesto de reversión a la media el valor de continuidad es positivo: $[(q^* \cdot as) / r]$; donde q^* es el valor medio de q (positivo y lo suficientemente elevado como para que la empresa decida mantener la actividad actual), as es el activo de la empresa y r la tasa de descuento.

- 2) Existe una relación inversa entre precio y resultado, tanto si se asume un recorrido aleatorio como un proceso de reversión a la media para el parámetro q . No obstante, el argumento que justifica esta relación difiere según el tipo de empresa que consideremos. El razonamiento para el caso de recorrido aleatorio ya ha sido expuesto en la sección anterior (predicción 2). Para el caso del proceso de reversión a la media el razonamiento es similar. Por definición, el beneficio de la empresa equivale al producto $q \cdot as$. Dado un nivel de q , negativo para el caso de las empresas con pérdidas, incrementos en la cifra de as originan mayores pérdidas (menor resultado). Por otro lado, y dado que el mercado confía en la capacidad de la empresa para revertir su rentabilidad actual —y, por lo tanto, en el mantenimiento de la actividad—, el valor de la empresa vendrá determinado por su valor de continuidad, esto es, $[(q^* \cdot as) / r]$. Un incremento en as implica un incremento en este valor. Se establece, así, una relación inversa entre el valor de la empresa y su resultado. Por lo tanto, en el caso de una empresa con pérdidas que reciba el respaldo del mercado se cumple que:

$$\uparrow as \left\{ \begin{array}{l} \downarrow \text{Beneficio (dado } q < 0) \\ \uparrow \text{Valor de continuidad (}\uparrow \text{ valor de la empresa)} \end{array} \right.$$

Por último, destacar que Zhang desarrolla su modelo en un escenario que no contempla la posibilidad de la financiación con recursos ajenos. Esta limitación genera un doble problema. Por un lado, el autor identifica activo con fondos propios. Esto le lleva a

proponer como subrogado contable del parámetro *as* la cifra de fondos propios. En un escenario con deuda, esta elección implica infravalorar el valor real del activo. El subrogado contable apropiado sería, en este caso, la cifra de activo que figura en el balance.²³

Por otro lado, en un escenario con deuda el propio valor de la deuda sería ahora un componente más del valor total de la empresa. Los valores de liquidación y continuidad deberán ser revisados. Con el objeto de cubrir esta limitación, hemos decidido incorporar la posibilidad de que la empresa financie una parte de su activo (*d·as*, donde *d* representaría la deuda por unidad de activo) con deuda. En este escenario alternativo, el valor de liquidación vendría dado por la expresión: $(as-D)$; donde *D* representa el montante de la deuda (*d·as*). Además, el valor de continuidad debe ser también revisado. Del beneficio futuro capitalizado $[(q^*·as)/r]$ debemos deducir, ahora, el importe de la deuda, esto es, $[(q^*·as)/r-D]$.²⁴

Expuesto ya el enfoque teórico, abordamos a continuación el trabajo empírico.

3.4. MUESTRA, VARIABLES Y ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

3.4.1. Muestra y variables del estudio

La muestra de empresas se ha obtenido a partir de la base de datos Compustat, de la que se deriva tanto la información contable como la bursátil. La información recogida parte del ejercicio 1991, puesto que en este período se hace obligatoria la publicación de

²³ Un ejemplo real: en el año 1993, la empresa Tubacex arroja una cifra de activo que equivale a 37 veces la cifra de fondos propios.

²⁴ Sirva, a modo de ilustración, el siguiente ejemplo. Supongamos una empresa cuyo activo asciende a 1000 u.m. y ha financiado la mitad de ese activo con deuda. Supongamos, además, que la rentabilidad esperada del activo asciende al 10% y que el coste de la deuda y la tasa de descuento coinciden, un 5%. Aplicando el criterio de Zhang, el valor de continuidad de la empresa sería $[(500*0.10)/0.05]=1000$. Sin embargo, asumiendo la existencia de deuda el valor de continuidad sería $[(1000*0.10)/0.05 - (500*0.05)/0.05]=1500$. Esto es, un incremento del 50% con respecto a la cifra anterior.

información consolidada y entra en vigor la aplicación de la normativa del nuevo Plan General Contable, y alcanza el año 2000. La utilización de este período permite analizar la evolución de la relevancia por causas ajenas a los cambios en la legislación contable. Del estudio se excluyen las empresas pertenecientes al sector financiero por problemas de comparabilidad en la información financiera suministrada por este tipo de entidades en relación con el resto y aquellas observaciones con una cifra negativa de recursos propios. La información disponible para cada empresa es la siguiente:

- Cifras de recursos propios, resultado neto después de impuestos y activo total a fecha de cierre de ejercicio. La cifra de recursos propios comprende el capital social, las reservas y el beneficio neto del ejercicio, siendo deducidos los dividendos entregados a cuenta.

- Precio de las acciones al cierre de la última sesión de cada ejercicio y número total de títulos admitidos a cotización en esa fecha.

La muestra contiene un total de 856 observaciones empresa-año. Dado que el estudio se centra en las empresas con pérdidas, tomamos únicamente aquellas observaciones empresa-año con un resultado neto después de impuestos negativo. El total de observaciones incluidas en el estudio asciende finalmente a 96.

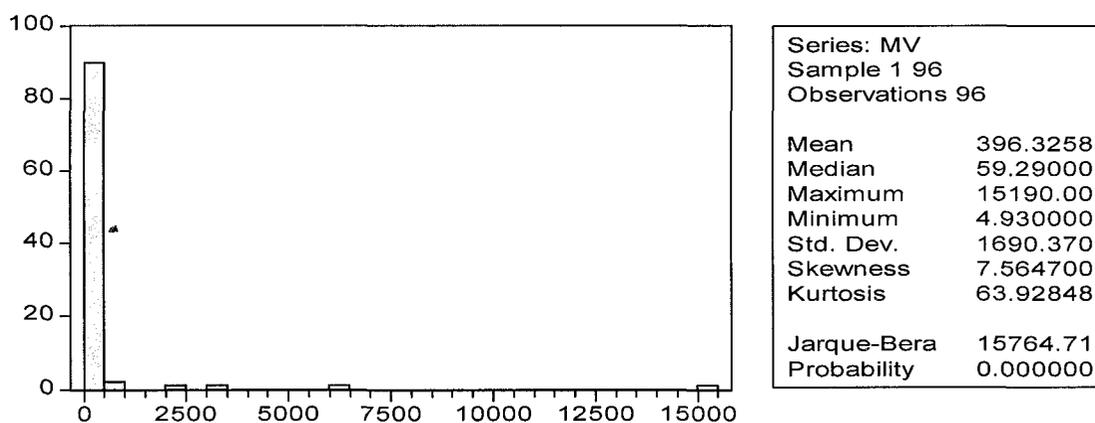
3.4.2. Estadísticos descriptivos

Dado que el objeto del presente capítulo es el análisis de la relación precio-pérdidas, las variables que manejamos inicialmente son dos, a saber, el valor de mercado y el resultado contable de las empresas —negativo en este caso—. Creemos oportuno pues realizar un análisis pormenorizado de las propiedades estadísticas de las dos variables en cuestión. Los gráficos 1 y 2 muestran la distribución y los estadísticos descriptivos de cada una de ellas.

Comencemos por el valor de mercado (MV). Una simple inspección del gráfico 1 permite constatar la existencia de una serie de observaciones muy alejadas de la mediana muestral. Atendiendo al caso más pronunciado, el valor máximo asciende a 15.190 mientras que la mediana se sitúa en 59,29. Además, todas estas observaciones tan alejadas de la mediana se encuentran en la cola derecha, no visualizándose, por el momento, cola alguna por el lado izquierdo. Esta aparente asimetría viene respaldada por el valor del estadístico Skewness²⁵ (un valor de 7,56; muy alejado de 0 que representaría el caso de simetría perfecta). El valor del estadístico Kurtosis²⁶ (un valor de 63,92; muy alejado de 3 que es el grado de curtosis de una distribución normal donde, recordemos, las colas no son muy densas) nos alerta del espesor de la cola, lo que nos hace sospechar que una simple eliminación del 1% practicada sobre esa cola no erradicaría el problema de las observaciones extremas.

GRÁFICO 1

Distribución y estadísticos descriptivos de la variable Valor de Mercado (MV)



La distribución y estadísticos descriptivos del resultado contable²⁷ se detallan en el gráfico 2. Al igual que ocurría en la distribución del valor de mercado, también se visualiza aquí una única cola alargada, más clara si cabe. Dado que las magnitudes del

²⁵ Este estadístico refleja el grado de asimetría de la distribución.

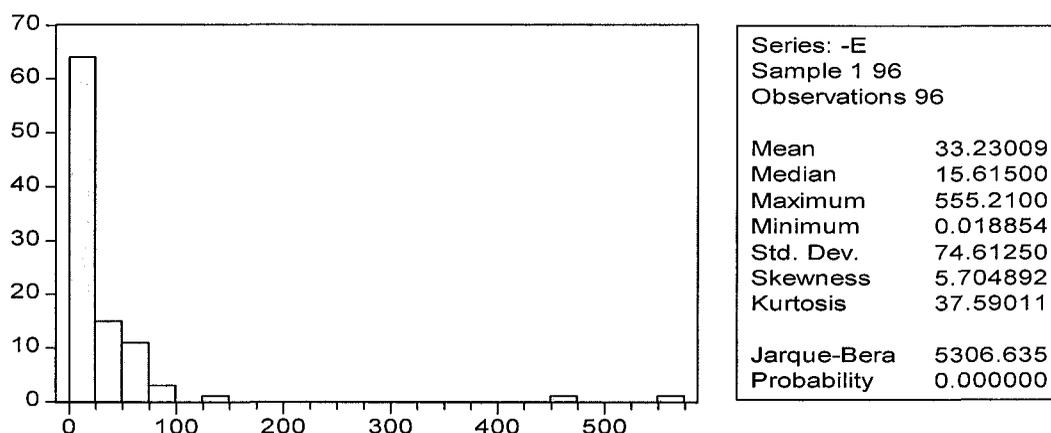
²⁶ Este estadístico refleja el grado de curtosis o espesor de las colas de la distribución.

²⁷ Por motivos que luego se tornarán evidentes, hemos optado por mostrar los estadísticos descriptivos del valor absoluto de las pérdidas. Las conclusiones son las mismas.

resultado son sensiblemente inferiores a las de valor de mercado, estadísticos tales como la desviación típica, la media o el valor máximo también son netamente inferiores. El grado de asimetría y curtosis también es elevado, por lo que se vuelve a rechazar el supuesto de normalidad.²⁸

GRÁFICO 2

Distribución y estadísticos descriptivos del valor absoluto de la variable Pérdidas (-E)



Veamos ahora qué ocurre si eliminamos aquellas observaciones que, según los gráficos 1 y 2, se encuentran más alejadas de los valores centrales. Evidentemente, esta eliminación sólo afectará a las observaciones situadas en la cola derecha. Así las cosas, procedemos a eliminar cuatro observaciones de la variable valor de mercado y tres de resultado contable (los gráficos 1 y 2 así lo sugieren). Los gráficos 3 y 4 recogen las distribuciones y estadísticos descriptivos una vez practicadas las eliminaciones correspondientes.

Los comentarios anteriormente realizados son ahora también válidos. Se mantiene la presencia de una única cola en el lado derecho en la que aparecen nuevas observaciones que también podemos calificar como extremas. Esta evidencia parece confirmar que nos encontramos ante dos distribuciones del tipo lognormal, distribución que, recordemos, se

²⁸ El estadístico Jarque-Bera es igual a 5306.63, por lo que se rechaza la hipótesis de normalidad (p -valor=0.00). En el caso del valor de mercado este estadístico ascendía a 15764.71.

caracteriza por mostrar una fuerte asimetría (una única cola muy alargada) y elevado espesor de cola (cola densa).²⁹

GRÁFICO 3

Distribución y estadísticos descriptivos de la variable Valor de Mercado (MV); una vez eliminadas 4 observaciones de la cola derecha de la distribución original

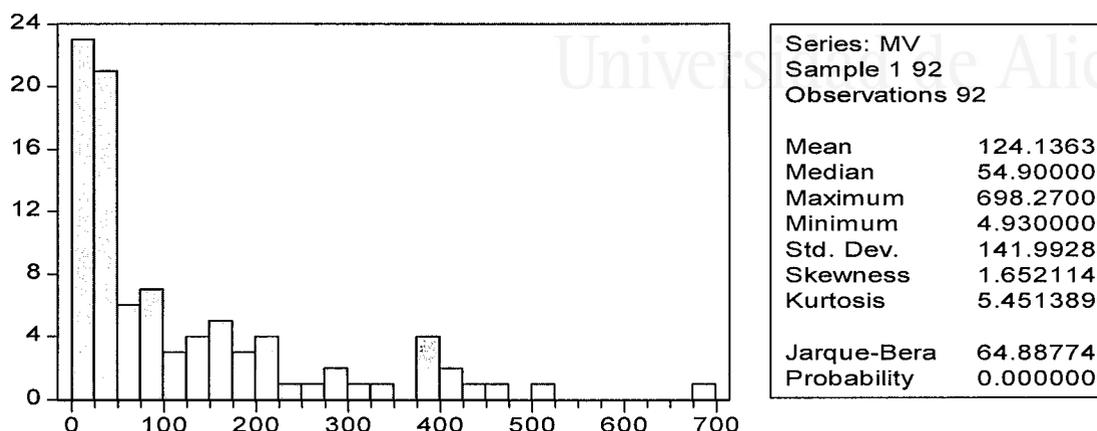
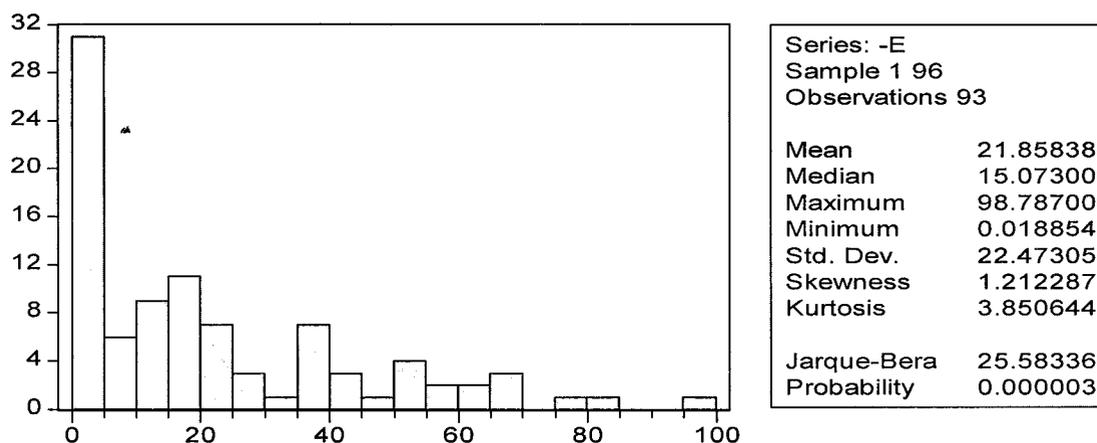


GRÁFICO 4

Distribución y estadísticos descriptivos del valor absoluto de la variable Pérdidas (-E); una vez eliminadas 3 observaciones de la cola derecha de la distribución original



A nuestro juicio, este tipo de distribuciones son las responsables del efecto escala descrito por Easton y Sommers (2003). Por lo tanto, si somos capaces de encontrar algún tipo de transformación que aplicada a las variables elimine la elevada longitud y el fuerte

²⁹ En Economía, cuando se modelizan determinadas variables económicas (como, por ejemplo, la distribución de la renta en un país) se recurre habitualmente a este tipo de distribuciones.

espesor de las colas de las dos distribuciones, estaremos ante una posible solución al efecto escala. En este caso, la transformación logarítmica parece la adecuada: si x sigue una distribución lognormal, $\log(x)$ sigue una distribución normal. Conseguida la normalidad, la presencia de extremos se limita a un porcentaje muy pequeño de la muestra. El efecto escala debería desaparecer.

GRÁFICO 5

Distribución y estadísticos descriptivos de la variable Logaritmo del Valor de Mercado

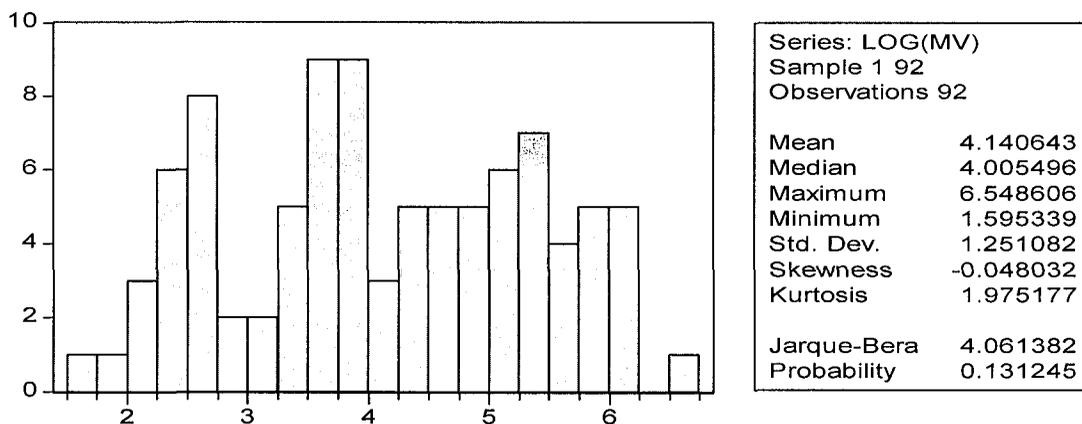
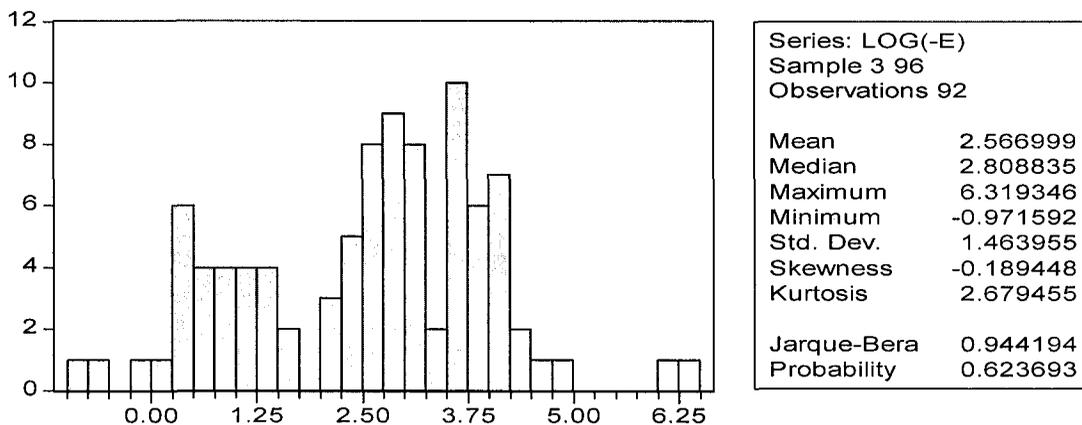


GRÁFICO 6

Distribución y estadísticos descriptivos del logaritmo del valor absoluto de las pérdidas



Los gráficos 5 y 6 muestran la distribución de las dos variables transformadas, es decir, las distribuciones de las variables logaritmo del valor de mercado y logaritmo del resultado contable.^{30 y 31} La transformación logarítmica arroja resultados interesantes. En ambos casos, no podemos rechazar ya la hipótesis de normalidad.³² La asimetría ha desaparecido y el grado de curtosis ha disminuido sensiblemente alcanzando valores típicos de una distribución normal.³³

En resumen, hemos constatado que para el caso español las distribuciones de las dos variables de interés —valor de mercado y resultado contable—³⁴ son claramente asimétricas con una única cola y alargada (distribución del tipo lognormal). La eliminación de un simple porcentaje de observaciones a cada lado de la distribución no conseguiría pues paliar el problema de los extremos. En esta sección hemos demostrado como la transformación logarítmica de las variables nos acerca al supuesto de normalidad, con la consiguiente desaparición de la cola larga y densa típica de las distribuciones lognormal. Entendemos que, una vez eliminada la presencia de extremos, el “efecto escala” —tal y como lo describen Easton y Sommers (2003)— debería desaparecer.

3.5. MODELOS Y PREDICCIONES

Siguiendo las predicciones que se derivan tanto del modelo de Zhang como de la extensión que proponemos, un resultado negativo carece de relevancia valorativa. Si el mercado no confía en la recuperación de una empresa con pérdidas su valor vendrá dado por el valor de liquidación, independientemente de la magnitud de las pérdidas. Si por el contrario, el mercado confía en la capacidad de la empresa para revertir su resultado

³⁰ Dada la imposibilidad de aplicar la transformación logarítmica sobre números negativos (como es el caso de las pérdidas), se ha calculado el logaritmo del valor absoluto del resultado contable. Dado que la muestra está compuesta en su totalidad por empresas con resultado negativo, la transformación aplicada no genera ningún tipo de problema.

³¹ Se han eliminado aquellas observaciones que, aún habiendo practicado la transformación logarítmica, podían considerarse todavía como extremas. Sólo se han eliminado 4 observaciones de cada variable (n=92).

³² Los bajos valores del estadístico Jarque-Bera, 4.06 (p-valor=0.13) para el valor de mercado y 0.94 (p-valor=0.62) para el resultado, así lo corroboran.

³³ La distribución normal se caracteriza por ser simétrica y un grado de curtosis próximo a tres.

³⁴ Otras variables que se incorporarán también al trabajo empírico posterior, como los fondos propios o el total activo, se distribuyen de igual modo. Los gráficos se han omitido por motivos de extensión. La transformación logarítmica consigue también en estos casos acercarnos al supuesto de normalidad, corrigiendo así la fuerte presencia de extremos.

actual su valor vendrá determinado por el valor de continuidad.³⁵ Este valor equivale al beneficio futuro esperado capitalizado a una determinada tasa de descuento —habría que deducir también el importe de la deuda—. ³⁶ Evidentemente, si el mercado apuesta por la recuperación de la empresa el beneficio futuro esperado no coincidirá con el actual: la capitalización de un resultado negativo arroja un valor negativo. El mercado obviará pues este resultado y optará por capitalizar una cifra positiva y lo suficientemente elevada como para hacer atractiva la apuesta por la recuperación. En definitiva, la hipótesis que formulamos es la siguiente:

Hipótesis 1: Las pérdidas carecen de relevancia valorativa.

Para contrastar esta hipótesis, una primera opción consistiría en estimar un modelo de precios con el valor de mercado como variable dependiente y el resultado (negativo) como variable independiente. Esto es,

$$MV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot E_{it} + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

Sin embargo, este modelo puede no ser el apropiado. Easton y Sommers (2003) documentan la existencia de un “efecto-escala” cuando estiman un modelo de precios con datos procedentes del mercado estadounidense. Cabe esperar pues, que dicho efecto esté también presente al estimar el modelo [1] con datos procedentes del mercado español. Por lo que estimaremos un segundo modelo, resultado de aplicar una transformación logarítmica³⁷, con el que predecimos se evita el “efecto escala” señalado por estos autores. Es éste:

$$\text{Log}(MV_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{Log}(E_{it}) + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

³⁵ En la extensión que proponemos, para este tipo de empresas (con pérdidas pero que reciben el respaldo del mercado) el resultado se modeliza a través de un proceso de reversión a la media, donde el valor medio es positivo y lo suficientemente elevado como para hacer atractiva la apuesta por la continuidad.

³⁶ Como vimos en la sección 3.3.2, el valor de continuidad viene dado por la expresión $[(q-as)/r]-D$, donde q es la eficiencia o rentabilidad de la empresa, a representa el activo, r es la tasa de descuento, y D el importe de la deuda.

³⁷ La transformación logarítmica nos acercará a la normalidad (ver sección 3.4.2) con la consiguiente desaparición de la cola larga y densa, típica de las distribuciones lognormal y responsable, a su vez, del “efecto-escala”.

Partiendo de la hipótesis de que las pérdidas carecen de relevancia valorativa, la estimación del modelo [2] debería arrojar un coeficiente de asociación del resultado nulo (esto es, $\alpha_1=0$). Sin embargo, este modelo no está correctamente especificado ya que no incorpora ni el valor de liquidación ni el valor de continuidad. Estamos, pues, ante un problema de omisión de variable relevante. Dado que tanto el valor de liquidación como el valor de continuidad están negativamente correlacionados con el resultado y positivamente correlacionados con el valor de la empresa —ver predicción 2) de la sección 3.3.2—, su omisión provocará la aparición de una relación inversa entre valor y resultados negativos.

Zhang (2000) impone un proceso de recorrido aleatorio para el parámetro q —parámetro que recordemos representaba la eficiencia o rentabilidad—. En este tipo de procesos el valor esperado de la variable coincide con su valor actual. Este supuesto condiciona la valoración de las empresas con pérdidas. Dado que la rentabilidad de las empresas con pérdidas es negativa, su valor esperado será, también, negativo. En la práctica esto equivale a suponer que el mercado no confía en la recuperación de la empresa por lo que el valor vendría dado por su valor de liquidación.

Como ya señalamos, la extensión que proponemos contempla dos posibles procesos estocásticos para el parámetro q : un recorrido aleatorio y un proceso de reversión a la media. La incorporación de esta último permite contemplar la posibilidad de que existan empresas para las que se espera que su rentabilidad —negativa en el período actual— revierta en el siguiente período a su valor medio, siendo éste positivo y lo suficientemente elevado como para que la empresa decida mantener la actividad actual. Esto es, $E[q_{t+k}] = q^*$, $\forall k \geq 1$ con $q^* >> 0$. Considerar dos posibles procesos estocásticos para el parámetro q supone, en la práctica, diferenciar entre dos tipos de empresas con pérdidas: por un lado, empresas a las que el mercado retira su confianza, ya que no se espera cambio alguno en la rentabilidad actual (recorrido aleatorio); por otro, empresas que, aún habiendo arrojado pérdidas, reciben el respaldo del mercado bajo la convicción de que serán capaces de revertir el signo actual de su rentabilidad (reversión a la media).

Si se asume como válida la especificación de Zhang, esto es, que todas las empresas con pérdidas se valoran a través de su valor de liquidación, la inclusión de la variable fondos propios³⁸ en el modelo [2] —actuando como subrogado contable de ese valor de liquidación— eliminaría el signo negativo del coeficiente de asociación del resultado. Además, la constante del modelo debería ser cero. Sin embargo, bajo la especificación que proponemos —que, recordemos, también incluye la posibilidad de que la empresa se financie vía deuda—, existirán empresas cuyo valor vendrá dado por el valor de continuidad $[(q \cdot as)/r - D]$. El activo total, como subrogado contable del parámetro as (activo de la empresa), juega un papel decisivo en la determinación de este valor. En un escenario con deuda, la cifra de fondos propios puede diferir drásticamente de la cifra de activo. Utilizar los fondos propios como subrogado contable del parámetro as en detrimento del activo total implicaría omitir una parte del valor de continuidad. Así las cosas, en un escenario en el que el mercado apuesta por la recuperación de la empresa, la inclusión de la variable fondos propios (BV) en el modelo [2] no conseguiría revertir el signo negativo asociado al resultado. Además, el intercepto dejaría de ser nulo.

Planteamos, pues, una segunda hipótesis:

Hipótesis 2: *No todas las empresas con pérdidas se valoran a través de su valor de liquidación.*

Para verificar esta hipótesis estimaremos el siguiente modelo (partiendo de la transformación logarítmica), en el que se incluyen los fondos propios como variable explicativa adicional:

$$\text{Log}(MV_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{Log}(E_{it}) + \alpha_2 \cdot \text{Log}(BV_{it}) + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

No obstante, si nos centramos exclusivamente en aquellas empresas que ya no reciben el respaldo del mercado, sí podemos concluir que su valor coincidirá con el valor

³⁸ En la línea de lo ya argumentado, tomamos el logaritmo de la variable para evitar un posible “efecto escala”.

de liquidación. Sólo resta ahora, determinar cómo podemos discriminar entre empresas que sí merecen la confianza del mercado y las que no. Nosotros proponemos comparar el valor de mercado y la cifra de fondos propios. Si la primera supera a la segunda, querrá decir que el mercado confía en que la empresa pueda añadir valor a sus fondos propios, esto es, el mercado cree en la capacidad de la empresa para generar una corriente de beneficios cuyo valor descontado supere al valor actual de los fondos propios. Si por el contrario, la cifra de fondos propios supera al valor de mercado, esto supondría un claro indicador de que el mercado no confía en la capacidad de la empresa para generar un valor superior al de liquidación.

Contrastamos así la siguiente hipótesis:

Hipótesis 3: *Si una empresa con pérdidas no recibe el respaldo del mercado ($MV < BV$) será valorada a través de su valor de liquidación.*

Para contratar esta hipótesis reestimamos el modelo [3] pero restringido ahora a las empresas con ($MV < BV$). Para este tipo de empresas, la estimación del modelo debería arrojar un coeficiente de asociación del resultado nulo, así como un intercepto también nulo.

Aquellas empresas que, aún habiendo arrojado pérdidas, merecen la confianza del mercado ($MV > BV$), serán valoradas a través de su valor de continuidad y no según su valor de liquidación. Formulamos pues, una hipótesis adicional:

Hipótesis 4: *Si una empresa con pérdidas recibe el respaldo del mercado ($MV > BV$) será valorada a través de su valor de continuidad.*

En primer lugar, y puesto que el modelo 3 no incluye un subrogado del valor de continuidad $[(q \cdot as)/r - D]$, cabe esperar que para las empresas con pérdidas y $MV > BV$ la estimación de ese modelo arroje un intercepto significativamente distinto de cero y un coeficiente de asociación del resultado negativo. Si asumimos que el total activo es un

buen subrogado del parámetro α_5 y que la diferencia entre activo y fondos propios (TD) puede actuar como subrogado del parámetro D (aquella parte del activo que no está en manos de los accionistas), el siguiente modelo podría ser válido:

$$\text{Log}(MV_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{Log}(E_{it}) + \alpha_2 \cdot \text{Log}(TA_{it}) + \alpha_3 \cdot \text{Log}(TD_{it}) + \varepsilon_{it} \quad [4]$$

Si la especificación es correcta, tanto el intercepto como el coeficiente de asociación del resultado deberían ser nulos ($\alpha_0=0$ y $\alpha_1=0$); el coeficiente asociado al activo, positivo ($\alpha_2>0$); y el coeficiente de la deuda, negativo ($\alpha_3<0$).

Finalmente, estimamos un modelo global para contrastar simultáneamente las hipótesis 3 y 4. El modelo se estima para el total de las empresas con pérdidas introduciendo una variable dicotómica (D) que nos permita discriminar entre empresas para las que $MV>BV$ ($D=1$) y aquellas con $MV<BV$ ($D=0$). Es el siguiente:

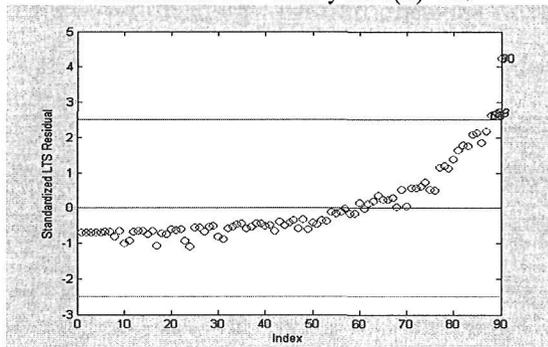
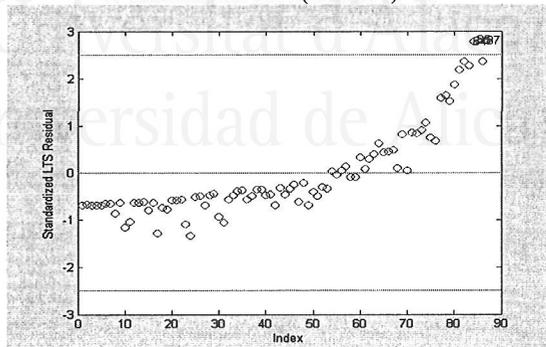
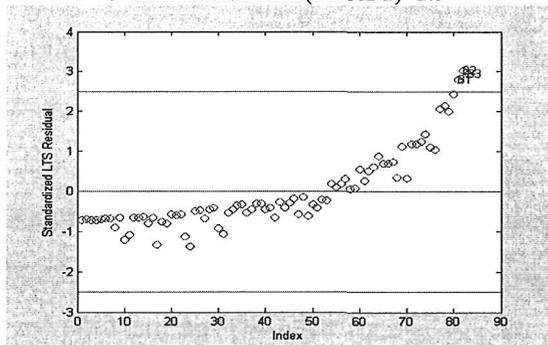
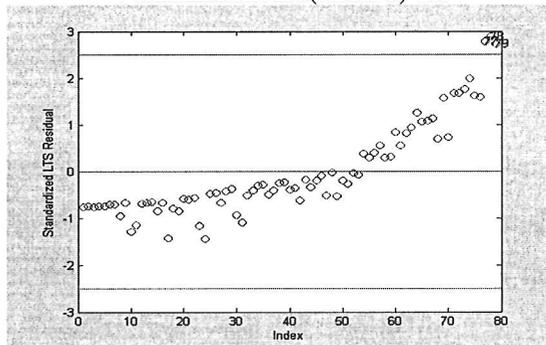
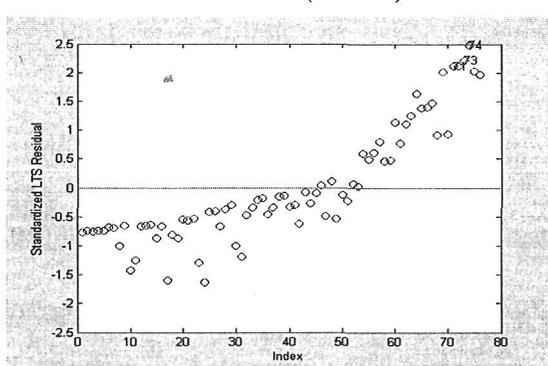
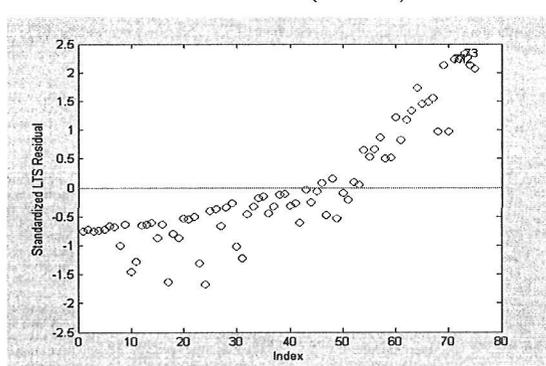
$$\begin{aligned} \text{Log}(MV_{it}) = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{Log}(TA_{it}) + \alpha_2 \cdot \text{Log}(TD_{it}) + \alpha_3 \cdot \text{Log}(BV_{it}) + \\ & + \alpha_4 \cdot D + \alpha_5 \cdot \text{Log}(TA_{it}) \cdot D + \alpha_6 \cdot \text{Log}(TD_{it}) \cdot D + \alpha_7 \cdot \text{Log}(BV_{it}) \cdot D + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad [5]$$

3.6. RESULTADOS

La existencia de un efecto escala cuando se estima para el caso español un modelo de precios en el que el valor de mercado figura como variable dependiente y las pérdidas como variable independiente (modelo 1), se hace patente a la vista del panel 1. Este panel está compuesto por un conjunto de gráficos que recogen los sucesivos residuos³⁹ que se obtienen conforme vamos eliminando observaciones con capacidad para afectar por sí solas a la recta de regresión (observaciones influyentes).

³⁹ Residuos estandarizados y ordenados según el valor de mercado de la observación correspondiente.

PANEL 1

Residuos de la regresión $MV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot E_{it} + \varepsilon_{it}$ tras sucesivas eliminaciones^{a,b,c,y d}1ª Eliminación $MV > 2000$ y $ABS(E) > 100$ 2ª Eliminación $ABS(RESID1) > 2.5$ 3ª Eliminación $ABS(RESID2) > 2.5$ 4ª Eliminación $ABS(RESID3) > 2.5$ 5ª Eliminación $ABS(RESID4) > 2.5$ 6ª Eliminación $ABS(RESID5) > 2.5$ 

^aDonde MV_{it} , es el valor de mercado de la empresa i al cierre del ejercicio t ; E_{it} , es el resultado contable (pérdida) de la empresa i en el ejercicio t .

^bEl eje de ordenadas representa el valor de los residuos estandarizados (RESID) de la regresión $MV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot E_{it} + \varepsilon_{it}$.

^cEl eje de abscisas representa el puesto que ocupa la observación correspondiente a ese residuo según su valor de mercado (de menor a mayor: Index=1, residuo de la observación con menor valor de mercado; Index=2, residuo de la observación con el valor de mercado inmediatamente superior; y así, sucesivamente).

^dUna vez practicada la primera eliminación de observaciones (observaciones con $MV > 2000$ y $ABS(E) > 100$) se estima la regresión $MV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot E_{it} + \varepsilon_{it}$ y se obtienen los residuos (RESID1). Las observaciones con un residuo en valor absoluto superior a 2.5 son eliminadas y se reestima la regresión anterior. Partiendo de los nuevos residuos (RESID2) se repite el proceso anterior (las observaciones con $|RESID2| > 2.5$ son eliminadas). Y así sucesivamente.

El gráfico situado en la esquina superior-izquierda muestra los residuos que arroja la estimación del modelo [1] una vez eliminadas aquellas observaciones con un valor de mercado superior a 2000 o unas pérdidas en valor absoluto superiores a 100.⁴⁰ Dos aspectos a destacar: primero, que las observaciones con menor valor de mercado (situadas a la izquierda del gráfico) presentan unos residuos en valor absoluto que apenas llegan a rebasar la unidad, mientras que las de mayor valor de mercado se sitúan claramente por encima de la unidad y, segundo, que las tres observaciones con mayor valor de mercado (siguiendo el eje de abscisas, Index = 88, 89 y 90) se sitúan por encima de 2.5 —límite por encima del cual podemos considerar una observación como influyente—.

El siguiente gráfico (situado a la derecha del anterior) presenta los residuos que se obtienen cuando reestimamos el modelo [1] una vez eliminadas aquellas observaciones cuyos residuos en la regresión anterior (RESID1) superaban el límite propuesto. El patrón, sin embargo, no se ve alterado. Los residuos de las observaciones con menor valor de mercado se sitúan, en valor absoluto, próximos a la unidad; mientras que las de mayor valor de mercado superan claramente la unidad. Además, las observaciones del extremo superior (Index = 84, 85, 86 y 87) superan, otra vez, el límite de 2.5. La repetición del proceso no consigue modificar el patrón descrito. Sólo tras la sexta eliminación —después de haber eliminado 23 observaciones (aproximadamente el 25% de la muestra inicial)— se consigue erradicar la presencia de observaciones con un residuo en valor absoluto superior a 2.5.

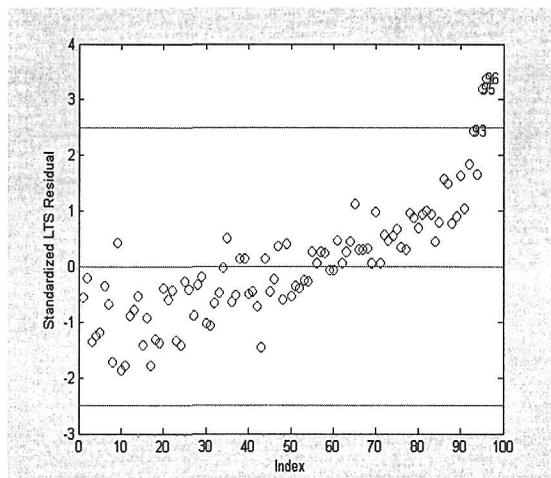
Tal y como se ha defendido en la sección 3.2.3, el efecto escala guarda una estrecha relación con el tipo de distribución que siguen las variables incluidas en el modelo. Así por ejemplo, la presencia de una distribución tipo lognormal puede inducir la aparición de este efecto (véase el ejemplo del Anexo 2 en el apéndice). Dado que para el caso español, tanto la distribución del valor de mercado como la del resultado contable (de signo negativo) se asemejan a una del tipo lognormal, la transformación logarítmica de estas dos variables conseguiría corregir este problema.

⁴⁰ Se eliminan un total de seis observaciones (n=90).

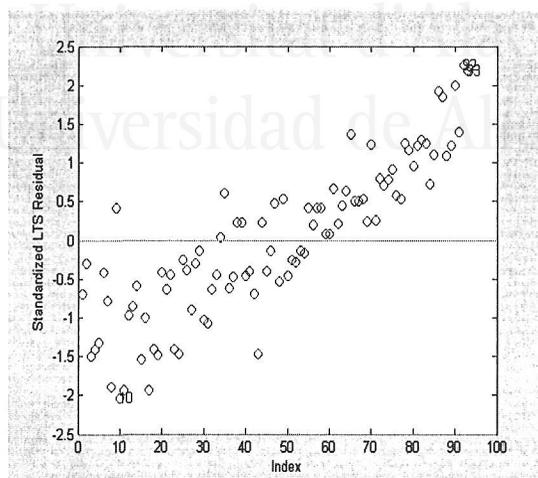
PANEL 2

$$\text{Residuos de la regresión } \text{Log}(MV_{it}) = \alpha_0 - \alpha_1 \cdot \text{Log}(-E_{it}) + \varepsilon_{it} \quad \text{a,b,c y d}$$

Muestra completa (sin practicar eliminación alguna)



Única eliminación ABS(RESID)>2.5



^aDonde MV_{it} , es el valor de mercado de la empresa i al cierre del ejercicio t ; E_{it} , es el resultado contable (pérdida) de la empresa i en el ejercicio t .

^bEl eje de ordenadas representa el valor de los residuos (RESID) de la regresión $\text{Log}(MV_{it}) = \alpha_0 - \alpha_1 \cdot \text{Log}(-E_{it}) + \varepsilon_{it}$.

^cEl eje de abcisas representa el puesto que ocupa la observación correspondiente a ese residuo según su valor de mercado (de menor a mayor: index=1, residuo de la observación con menor valor de mercado; index=2, residuo de la observación con el valor de mercado inmediatamente superior; y así, sucesivamente).

^dSin practicar eliminación alguna de observaciones, se estima la regresión $\text{Log}(MV_{it}) = \alpha_0 - \alpha_1 \cdot \text{Log}(-E_{it}) + \varepsilon_{it}$ y se obtienen los residuos (RESID). Las observaciones con un residuo estandarizado en valor absoluto superior a 2.5 son eliminadas y se reestima la regresión anterior.

El panel 2 respalda esta intuición. El gráfico de la izquierda recoge los residuos que arroja la estimación del modelo [2] sin haber practicado eliminación alguna (muestra completa, $n=96$). En un principio, parece que nos encontramos ante el mismo problema: las dos observaciones con mayor valor de mercado se sitúan por encima del límite propuesto. Sin embargo, y a diferencia de lo que ocurría cuando se estimaba el modelo [1], una vez eliminadas estas observaciones desaparece el problema de las observaciones influyentes. El “efecto escala” desaparece.

La tabla 1 presenta los resultados de la estimación de los modelos 2 y 3 para el total de la muestra de empresas con pérdidas ($n=96$). En lo que respecta al modelo 2 —modelo univariante en el que el logaritmo del valor de mercado figura como variable dependiente

y el logaritmo del valor absoluto de las pérdidas como variable independiente—, su estimación arroja un coeficiente de asociación del resultado negativo ($\alpha_1 = -0.35$ y significativamente distinto de cero). Esta evidencia respaldaría la idea de que nos encontramos ante un problema de omisión de variable relevante. El modelo 2 no incluye subrogado alguno ni del valor de liquidación ni del valor de continuidad, los dos posibles determinantes del valor de este tipo de empresas. Su omisión explicaría esta aparente anomalía.

TABLA 1
Resultados de la estimación de los modelos [2] y [3] para empresas con pérdidas

$$\text{Modelo [2]: } \text{Log}(MV_{it}) = \alpha_0 - \alpha_1 \cdot \text{Log}(-E_{it}) + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Modelo [3]: } \text{Log}(MV_{it}) = \alpha_0 - \alpha_1 \cdot \text{Log}(-E_{it}) + \alpha_2 \cdot \text{Log}(BV_{it}) + \varepsilon_{it}$$

Modelo	α_0	$-\text{Log}(-E_{it})$	$\text{Log}(BV_{it})$	RSS ^b
Modelo [2]	3.36*** (21.35)	-0.35*** (-5.76)		172.40
Modelo [3]	1.50*** (8.45)	-0.14*** (-3.20)	0.61*** (13.07)	72.00

^aDonde MV_{it} , es el valor de mercado de la empresa i al cierre del ejercicio t ; E_{it} , es el resultado contable (pérdida) de la empresa i en el ejercicio t ; BV_{it} , es el valor contable de los fondos propios de la empresa i al cierre del ejercicio t .

^bRSS representa la suma de los residuos al cuadrado que arroja la estimación del modelo correspondiente.

Siguiendo la literatura previa, reestimamos el modelo incorporando ahora el logaritmo del valor contable de los fondos propios (modelo 3). El signo negativo del coeficiente de asociación del resultado no desaparece ($\alpha_1 = -0.14$ y significativamente distinto de cero). Esta evidencia respaldaría la hipótesis de que no todas las empresas con pérdidas se valoran a través de su valor de liquidación (Hipótesis 2). La omisión en el modelo de alguna variable que actúe como subrogado del valor de continuidad provoca que el signo negativo se mantenga.

La tabla 2 presenta los resultados de la estimación de los modelos 2, 3 y 4 para las empresas con pérdidas y con valor de mercado inferior al valor contable de los fondos propios ($MV < BV$) ($n=45$). La estimación del modelo 2 confirma, nuevamente, la hipótesis de que nos encontramos ante un problema de omisión de variable relevante: el coeficiente de asociación del resultado es negativo ($\alpha_1 = -0.28$) y significativamente distinto de cero. Para este tipo de empresas, con $MV < BV$, parece razonable suponer que el valor viene determinado básicamente por su valor de liquidación. Así las cosas, la variable que estaríamos omitiendo en el modelo 2 sería, precisamente, el valor de liquidación.

TABLA 2

Resultados de la estimación de los modelos [2], [3] y [4] para empresas con pérdidas y $MV < BV$

Modelo [2]: $\text{Log}(MV_{it}) = \alpha_0 - \alpha_1 \cdot \text{Log}(-E_{it}) + \varepsilon_{it}$

Modelo [3]: $\text{Log}(MV_{it}) = \alpha_0 - \alpha_1 \cdot \text{Log}(-E_{it}) + \alpha_2 \cdot \text{Log}(BV_{it}) + \varepsilon_{it}$

Modelo [4]: $\text{Log}(MV_{it}) = \alpha_0 - \alpha_1 \cdot \text{Log}(-E_{it}) + \alpha_2 \cdot \text{Log}(TA_{it}) + \alpha_3 \cdot \text{Log}(TD_{it}) + \varepsilon_{it}$

Modelo	α_0	$-\text{Log}(-E_{it})$	$\text{Log}(BV_{it})$	$\text{Log}(TA_{it})$	$\text{Log}(TD_{it})$	RSS
Modelo [2]	3.48*** (15.60)	-0.28*** (-2.92)				62.85
Modelo [3] ^a	-0.28 (-1.62)	0.01 (0.21)	0.96*** (22.42)			7.49
Modelo [4]	-1.95*** (-6.74)	-0.03 (-0.71)		2.51*** (8.95)	-1.58*** (-5.51)	15.05

Vuong Test

Modelo [3] vs. Modelo [4]: Vuong's z-statistic = 8.69 (p-value = 0.00)

^aDonde MV_{it} , es el valor de mercado de la empresa i al cierre del ejercicio t ; E_{it} , es el resultado contable (pérdida) de la empresa i en el ejercicio t ; TA_{it} , es el valor total del activo de la empresa i al cierre del ejercicio t ; BV_{it} , es el valor contable de los fondos propios de la empresa i al cierre del ejercicio t ; y, TD_{it} , representa la parte del activo que no se encuentra en manos de los accionistas al cierre del ejercicio t ($TD_{it} = TA_{it} - BV_{it}$).

^bRSS representa la suma de los residuos al cuadrado que arroja la estimación del modelo correspondiente.

^cEl test de Vuong es un test basado en el ratio de máxima-verosimilitud y que se utiliza para contrastar si un determinado modelo explica mejor que otro la variación observada en la variable dependiente.

Los resultados que arroja la estimación del modelo 3 —que, recordemos, incluye los fondos propios como variable explicativa adicional⁴¹— así lo corroboran: el coeficiente de asociación del resultado no es significativamente distinto de cero. Esta evidencia respaldaría la hipótesis de que las pérdidas carecen de importancia (Hipótesis 1). Además, el intercepto también es nulo. En lo que respecta a la estimación del modelo 4, que incorpora el total activo (TA) y el total de la deuda (TD) —como subrogados de las variables que configuran el valor de continuidad— en detrimento de los fondos propios, los resultados obtenidos respaldarían la hipótesis de que las empresas con pérdidas que no reciben el respaldo del mercado ($MV < BV$) son valoradas a través de su valor de liquidación (Hipótesis 3). El intercepto se vuelve significativo y la suma de los residuos al cuadrado (RSS) es netamente mayor a la que arroja la estimación del modelo 3 (15.05 en el modelo 4 vs. 7.49 en el modelo 3).⁴²

En la tabla 3 se presentan los resultados de la estimación de esos mismos tres modelos (modelos 2, 3 y 4) pero teniendo en cuenta ahora sólo las empresas con pérdidas cuyo valor de mercado sea superior al valor contable de los fondos propios ($MV > BV$). Esto significa que el mercado cree en la capacidad de estas empresas para generar una corriente de beneficios cuyo valor descontado supere al valor actual de los fondos propios, esto es, el mercado apuesta por la continuidad. Así pues, el valor de la empresa vendrá determinado, básicamente, por el valor de continuidad. La estimación del modelo 2 refrenda la hipótesis de que el signo negativo del coeficiente de asociación del resultado aparece como consecuencia de un problema de omisión de variable relevante. En este caso, la variable relevante omitida sería el valor de continuidad. Los resultados que arroja la estimación del modelo 4 así lo corroboran. Tanto el intercepto como el coeficiente de asociación del resultado toman ahora valores que no son significativamente distintos de cero. Además, la suma del cuadrado de los residuos del modelo 4 es netamente inferior a

⁴¹ De aquí en adelante, y con el fin, de facilitar la lectura y comprensión del texto, nos limitamos a nombrar la variable omitiendo la palabra logaritmo. No obstante, debe quedar claro que todas las variables que se incorporan en los distintos modelos de regresión son en forma de logaritmo.

⁴² El Z-estadístico de Vuong ($Z=8.69$, $p\text{-valor}=0.00$) confirma que esta diferencia es significativa, lo que respaldaría que la capacidad explicativa del modelo 3 es superior a la del modelo 4.

la del modelo 3.⁴³ Esta superioridad también se evidencia en los valores del intercepto y el coeficiente de asociación del resultado cuando se estima el modelo 3. Se confirmaría así, la hipótesis de que las empresas con pérdidas que reciben el respaldo del mercado son valoradas a través de su valor de continuidad (Hipótesis 4).

TABLA 3

Resultados de la estimación de los modelos [2], [3] y [4] para empresas con pérdidas y MV>BV

Modelo [2]: $\text{Log}(MV_{it}) = \alpha_0 - \alpha_1 \cdot \text{Log}(-E_{it}) + \varepsilon_{it}$

Modelo [3]: $\text{Log}(MV_{it}) = \alpha_0 - \alpha_1 \cdot \text{Log}(-E_{it}) + \alpha_2 \cdot \text{Log}(BV_{it}) + \varepsilon_{it}$

Modelo [4]: $\text{Log}(MV_{it}) = \alpha_0 - \alpha_1 \cdot \text{Log}(-E_{it}) + \alpha_2 \cdot \text{Log}(TA_{it}) + \alpha_3 \cdot \text{Log}(TD_{it}) + \varepsilon_{it}$

Modelo	α_0	-Log(-E)	Log(BV)	Log(TA)	Log(TD)	RSS
Modelo [2]	3.20*** (16.06)	-0.45*** (-7.13)				103.33
Modelo [3]	1.56*** (9.77)	-0.08* (-1.89)	0.72*** (13.68)			28.67
Modelo [4]	-0.52 (-1.66)	0.01 (0.10)		2.67*** (16.30)	-1.83*** (-10.71)	21.65

Vuong Test^c

Modelo [4] vs. Modelo [3]: Vuong's z-statistic = 4.19 (p-value = 0.00)

^aDonde MV_{it} es el valor de mercado de la empresa i al cierre del ejercicio t ; E_{it} , es el resultado contable (pérdida) de la empresa i en el ejercicio t ; TA_{it} , es el valor total del activo de la empresa i al cierre del ejercicio t ; BV_{it} , es el valor contable de los fondos propios de la empresa i al cierre del ejercicio t ; y, TD_{it} , representa la parte del activo que no se encuentra en manos de los accionistas al cierre del ejercicio t ($TD_{it} = TA_{it} - BV_{it}$).

^bRSS representa la suma de los residuos al cuadrado que arroja la estimación del modelo correspondiente.

^cEl test de Vuong es un test basado en el ratio de máxima-verosimilitud y que se utiliza para contrastar si un determinado modelo explica mejor que otro la variación observada en la variable dependiente.

Finalmente, la tabla 4 presenta los resultados de la estimación del modelo 5 para la muestra completa de las empresas con pérdidas. Este modelo incluye simultáneamente a

⁴³ El Z-estadístico de Vuong ($Z=4.19$, $p\text{-valor}=0.00$) confirma que esta diferencia es significativa, lo que respaldaría que la capacidad explicativa del modelo 4 es superior a la del modelo 3.

los subrogados del valor de liquidación (BV) y del valor de continuidad (TA y TD). Se incluye además una variable dicotómica (D) que permite discriminar entre empresas con $MV < BV$ ($D=0$) y aquellas con $MV > BV$ ($D=1$). La estimación de este modelo nos permite contrastar simultáneamente las hipótesis 3 y 4. Efectivamente, cuando $MV < BV$, el valor de liquidación parece ser el principal determinante del valor de la empresa. De los cuatro primeros coeficientes (α_0 , α_1 , α_2 y α_3) sólo el de los fondos propios es significativamente ($\alpha_3=1.10$). Cuando $MV > BV$, el valor viene dado, principalmente, por el valor de continuidad. Sólo α_5 y α_6 son significativos⁴⁴; α_7 también, pero el coeficiente asociado a los fondos propios para este tipo de empresas, ($\alpha_3+\alpha_7$), no es significativamente distinto de cero.⁴⁵

TABLA 4
Resultados de la estimación del modelo [5] para empresas con pérdidas

$$\text{Modelo [5]: } \log(MV_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \log(TA_{it}) + \alpha_2 \cdot \log(TD_{it}) + \alpha_3 \cdot \log(BV_{it}) + \\ + \alpha_4 \cdot D + \alpha_5 \cdot \log(TA_{it}) \cdot D + \alpha_6 \cdot \log(TD_{it}) \cdot D + \alpha_7 \cdot \log(BV_{it}) \cdot D + \varepsilon_{it}$$

α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6	α_7	RSS
-0.02 (-0.12)	-0.24 (-1.00)	0.09 (0.63)	1.10*** (7.66)	-0.20 (-0.39)	2.43*** (3.22)	-1.52** (-2.55)	-1.02*** (-4.99)	29.06
Wald Test^c				[$H_0: \alpha_3 + \alpha_7 = 0$]				
				$\chi^2 = 0.30$ (p-value=0.58)				

^aDonde MV_{it} , es el valor de mercado de la empresa i al cierre del ejercicio t ; E_{it} , es el resultado contable (pérdida) de la empresa i en el ejercicio t ; TA_{it} , es el valor total del activo de la empresa i al cierre del ejercicio t ; BV_{it} , es el valor contable de los fondos propios de la empresa i al cierre del ejercicio t ; TD_{it} , representa la parte del activo que no se encuentra en manos de los accionistas al cierre del ejercicio t ($TD_{it} = TA_{it} - BV_{it}$); y D es una variable dicotómica que toma el valor 1 si ($MV > BV$) y 0 si ($MV < BV$).

^bRSS representa la suma de los residuos al cuadrado que arroja la estimación del modelo correspondiente.

^cEl test de Wald nos permite contrastar hipótesis en torno a los coeficientes estimados.

⁴⁴ El coeficiente de la deuda (α_6) es negativo tal y como predice la extensión que proponemos del modelo.

⁴⁵ El test de Wald así lo corrobora.

3.7. CONCLUSIONES

Partiendo de una muestra de empresas negociadas en el mercado de capitales español durante el período 1991-2000, este trabajo examina la relevancia valorativa de las pérdidas tomando como referencia teórica una extensión propia del modelo de Zhang (2000). Además, presentamos como novedad, una solución alternativa al problema del efecto escala descrito por Easton y Sommers (2003).

La reciente propuesta de Zhang (2000) confiere el marco teórico adecuado para afrontar una discusión rigurosa en torno a esta cuestión. Posiblemente sea esta la razón por la que ningún trabajo empírico previo ha sido capaz de argumentar desde un punto de vista teórico alguna de las evidencias, aparentemente contradictorias, que esos mismos trabajos han vertido. Un ejemplo claro es la relación inversa observada en algunos de esos trabajos entre precio y resultado. Así, mientras que Burgstahler y Dichev (1997) reconocen la limitación de su trabajo ante la imposibilidad de ofrecer una cobertura teórica a este fenómeno que ellos mismos constatan, otros autores, como Collins et al. (1997) o Easton y Sommers (2003), aún validando empíricamente este hecho ni siquiera lo mencionan.

No obstante, consideramos que el modelo de Zhang se encuentra parcialmente limitado. Bajo los supuestos que el autor establece, el modelo predice que toda empresa con pérdidas será valorada a través de su valor de liquidación. El modelo no contempla, por lo tanto, la posibilidad de que empresas con pérdidas reciban el respaldo del mercado bajo la convicción de que serán capaces de revertir su situación actual. Nosotros proponemos una extensión del modelo que permite que este tipo de empresas sean valoradas no en función de su valor de liquidación sino a través de su valor de continuidad —que equivale al beneficio futuro esperado (positivo y lo suficientemente elevado como para hacer atractiva la opción de mantener la actividad de la empresa) capitalizado a una tasa $1/r$ —.

Las principales predicciones teóricas que se deducen a partir de la extensión que proponemos son las siguientes:

- (1) Las pérdidas carecen de relevancia valorativa.
- (2) Si una empresa con pérdidas no recibe el respaldo del mercado será valorada a través de su valor de liquidación.
- (3) Si una empresa con pérdidas merece la confianza del mercado será valorada a través de su valor de continuidad.

Kothari y Zimmerman (1995) demuestran, bajo el supuesto de “Price-lead-earnings”, que la estimación del coeficiente de asociación del resultado en un modelo de rentabilidades está sesgada hacia el cero. Con el fin de evitar este posible sesgo hemos optado por estimar modelos de precios. Sin embargo, tal y como constatan Easton y Sommers (2003) para el mercado estadounidense y nosotros para el mercado español, la estimación de este tipo de modelos se ve afectada por la existencia del “efecto escala”. En este trabajo hemos demostrado como la transformación logarítmica de las variables —solución que nosotros proponemos— corrige dicho efecto. Así pues, nos inclinamos por la utilización de modelos de precios, pero incorporando el logaritmo de las variables, para contrastar las predicciones teóricas.

Acorde con las evidencias previas, constatamos una asociación negativa entre valor de mercado y resultados negativos cuando estimamos, para el mercado de capitales español, un modelo de precios con el resultado contable como única variable explicativa.

Coincidimos con Collins et al (1999) cuando señalan que el signo negativo observado en el coeficiente de asociación del resultado se debe a un problema econométrico de omisión de variable relevante, una vez introducida esta variable, el signo negativo debería desaparecer. Sin embargo, nuestra evidencia es contraria a la ofrecida por Collins et al (1999) y Barth et al (1998) para el mercado americano, en el sentido de que la introducción del valor contable de los fondos propios como variable explicativa adicional no consigue erradicar ese signo negativo. Sin embargo, nuestros resultados

estarían en consonancia con los obtenidos por Easton y Sommers (2003) —único trabajo previo en el que se controla el efecto escala— quienes evidencian un signo negativo en el coeficiente de asociación de resultado aún introduciendo los fondos propios como variable explicativa adicional.

A nuestro juicio, la variable relevante omitida difiere según el tipo de empresa con pérdidas que consideremos.⁴⁶ Si el mercado confía en su recuperación, el valor contable de los fondos propios —en calidad de subrogado del valor de liquidación— será la variable omitida. En el caso de que el mercado apueste por la recuperación, el total activo y el total de la deuda —en calidad de subrogados de aquellas variables que configuran el valor de continuidad— jugarían ese papel. Así pues, la incorporación al modelo de los fondos propios sólo conseguiría erradicar el signo negativo del coeficiente de asociación del resultado cuando consideramos únicamente empresas con pérdidas que ya no merecen la confianza del mercado.

En la línea del argumento teórico desarrollado encontramos que: (i) si consideramos el total de las empresas con pérdidas, la incorporación de los fondos propios como variable explicativa adicional no consigue erradicar el signo negativo del coeficiente de asociación del resultado; (ii) cuando consideramos sólo a aquellas empresas con pérdidas que no parecen recibir ya el respaldo del mercado ($MV < BV$), entonces, la incorporación de los fondos propios sí consigue erradicar el signo negativo apuntado; y (iii) cuando consideramos únicamente a aquellas que sí parecen merecer la confianza del mercado ($MV > BV$), el signo negativo desaparece cuando incorporamos el total activo y el total de la deuda como variables explicativas adicionales.

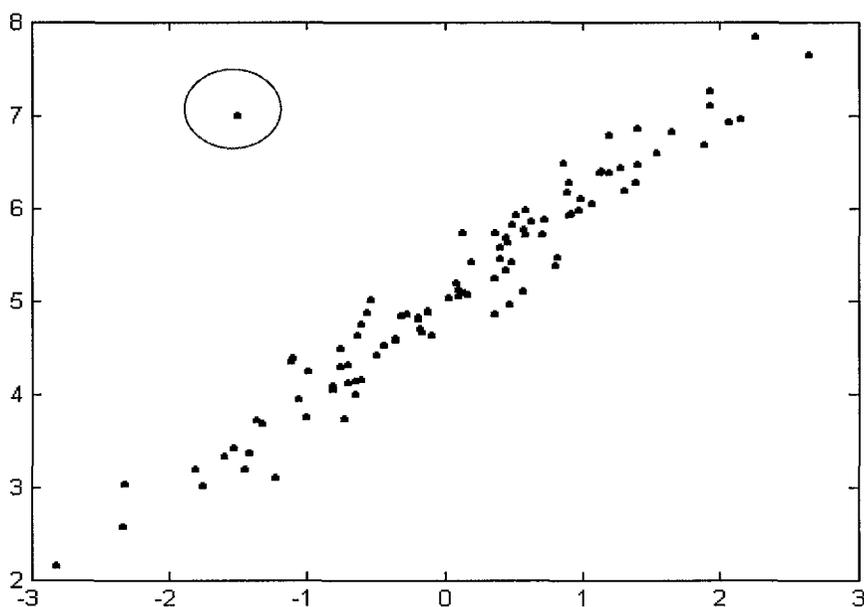
En cuanto a posibles vías de investigación futuras, queremos subrayar la importancia del nuevo marco teórico propuesto por Zhang (2000), que podrá ser utilizado como referente en trabajos empíricos posteriores. También se ha destacado en este trabajo la necesidad de llevar a cabo un análisis detallado de las propiedades estadísticas de las variables. La literatura previa relacionada, en su mayoría, no trata con profundidad este

⁴⁶ Tal y como se deduce de la extensión que proponemos del modelo de Zhang (2000).

aspecto. Fruto de este análisis estadístico pormenorizado, hemos desarrollado una técnica que corrige el efecto escala descrito por Easton y Sommers (2003). Futuros trabajos podrían tener en cuenta esta evidencia. Por último, decir que este trabajo se limita al mercado de capitales español, por lo que cabe la posibilidad de extender el estudio a otros mercados europeos o al mercado estadounidense; especialmente en este último, donde, recordemos, la evidencia aportada hasta el momento es muy contradictoria.

APÉNDICE**ANEXO 1: EJEMPLO DE OBSERVACIÓN PERIFÉRICA SIN LA PRESENCIA DE VALORES EXTREMOS**

Representación gráfica de la función $y = 5 + x + u^a$ y b
(se impone discrecionalmente una observación periférica)^c



^aDonde $x \sim N(0,1)$ y $u \sim N(0,0.25)$.

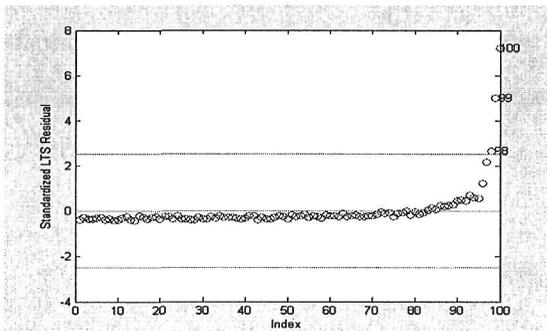
^bSe generan 99 observaciones aleatorias de las variables x y u .

^cLa observación $(-1.5,7)$ se ha impuesto discrecionalmente (señalada con el círculo rojo).

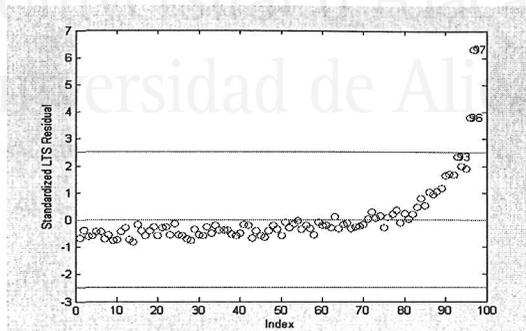
ANEXO 2: EL EFECTO ESCALA BAJO EL SUPUESTO DE INDEPENDENCIA

Residuos de la regresión $y = \alpha + \beta \cdot x + u$ tras sucesivas eliminaciones^{a,b,c,y d}

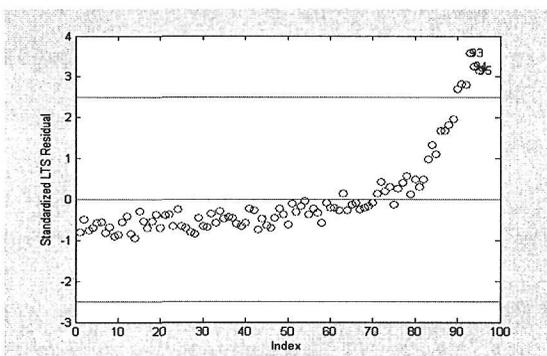
Muestra inicial (n=100)



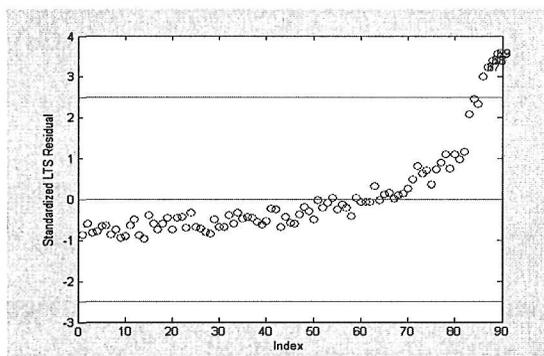
1ª Eliminación ABS(RESID1)>2.5



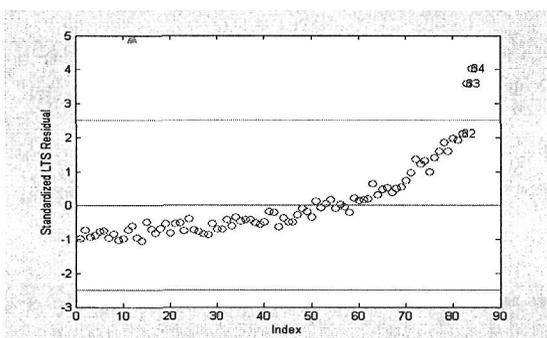
2ª Eliminación ABS(RESID2)>2.5



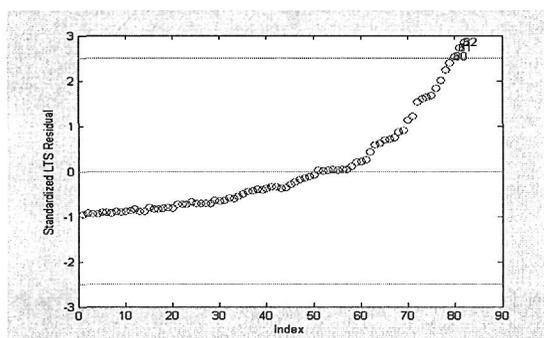
3ª Eliminación ABS(RESID3)>2.5



4ª Eliminación ABS(RESID4)>2.5



5ª Eliminación ABS(RESID5)>2.5



^aDonde x sigue una distribución uniforme con parámetros ($\min=1$, $\max=10$), y sigue una distribución lognormal con parámetros ($\mu=5$, $\sigma=2$) y u es el término de error.

^bEl eje de ordenadas representa el valor de los residuos estandarizados (RESID) de la regresión $y = \alpha + \beta \cdot x + u$.

^cEl eje de abscisas representa el puesto que ocupa la observación correspondiente a ese residuo según su valor de y (de menor a mayor: Index=1, residuo de la observación con menor valor de y ; Index=2, residuo de la observación con el valor de y inmediatamente superior; y así sucesivamente).

^dA partir de la muestra inicial aleatoria ($n=100$) se estima la regresión $y = \alpha + \beta \cdot x + u$ y se obtienen los residuos (RESID1). Las observaciones con un residuo en valor absoluto superior a 2.5 son eliminadas y se reestima la regresión anterior. Partiendo de los nuevos residuos (RESID2) se repite el proceso anterior (las observaciones con $|\text{RESID2}| > 2.5$ son eliminadas). Y así sucesivamente.

ANEXO 3: TÉCNICAS DE ESTIMACIÓN ROBUSTA: EL CONCEPTO DE PUNTO DE RUPTURA

Las técnicas de estimación robusta tienen como objetivo la búsqueda de un estimador resistente al efecto pernicioso de las observaciones periféricas. En el ámbito econométrico, al concepto que describe el grado de exposición de un estimador a la influencia de las observaciones periféricas se le denomina “punto de ruptura” o “break-down”. Analicemos este concepto. Sea Z un conjunto con n observaciones

$$Z = \{(x_{11}, \dots, x_{1p}, y_1), \dots, (x_{n1}, \dots, x_{np}, y_n)\}$$

y sea T el estimador que, aplicado a la muestra, arroja el vector de coeficientes de la regresión (b), esto es,

$$T(Z) = b$$

Consideremos, ahora, todas las posibles muestras Z' que se obtienen reemplazando m observaciones “buenas” de la muestra original Z por m observaciones “malas” (periféricas) con capacidad de influencia sobre T . Y definamos $\text{Sesgo}(m; T, Z)$ como la máxima desviación posible que se pueda alcanzar a través de esta contaminación:

$$\text{Sesgo}(m; T, Z) = \sup_{Z'} \|T(Z') - T(Z)\|$$

Si $\text{Sesgo}(m; T, Z)$ es infinito, significa que nos encontramos ante un estimador T que puede verse afectado arbitrariamente por la influencia de m observaciones “atípicas”. Pues bien, el “break-down” o punto de ruptura de un estimador se define, entonces, como

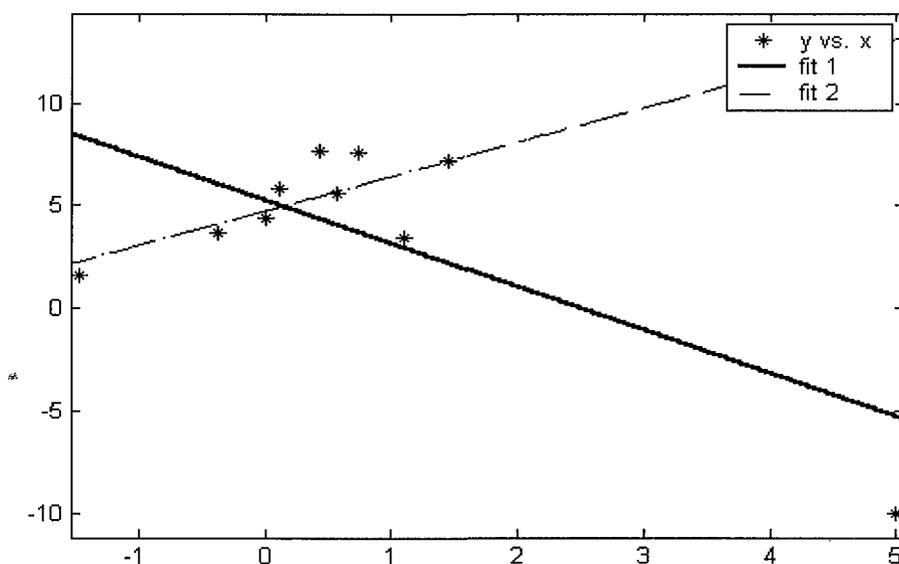
$$\varepsilon_n^*(T, Z) = \min \{m/n; \text{Sesgo}(m; T, Z) \text{ es infinito}\}$$

Esto es, la fracción de contaminación (m/n) más pequeña capaz de provocar una desviación completamente arbitraria del estimador T con respecto a su valor “real” $T(Z)$.

En el gráfico 1 se constata como una sólo observación ($m=1$) es capaz de provocar una desviación drástica de la recta de regresión con respecto a su valor “real”. El punto de ruptura o “break-down” del estimador MCO será, entonces, $1/n$. Conforme n tiende a infinito el punto de ruptura también se aproxima a cero, por lo que podemos decir que el estimador MCO tiene un punto de ruptura del 0%.

GRÁFICO 1

Recta de regresión estimada a partir del modelo $y = a + b \cdot x + \varepsilon^a$;
según se considere o no la observación $(5,-10)^b$ y c



^a Donde $y = 2 + 2 \cdot x + u$; siendo $x \sim N(0,1)$ y $u \sim N(0,2)$.

^b La observación $(5,-10)$ se ha impuesto discrecionalmente.

^c Fit 1 (línea sólida) es la recta de regresión estimada considerando todas las observaciones.

Fit 2 (línea cortada) es la recta estimada obviando la observación $(5,-10)$.

ANEXO 4: EL ALGORITMO “FAST-LTS”

El algoritmo “Fast-LTS” se recoge en el trabajo de Rousseeuw y Van Driessen (1999). Una de las bases de este nuevo algoritmo radica en la posibilidad de encontrar una aproximación mejor, o al menos igual, al estimador LTS “real” a partir de cualquier aproximación inicial —cuando hablamos de mejor nos referimos a una función objetivo más pequeña; en este caso, una menor suma residual (suma de cuadrados)—.

Veamos ahora, la propiedad matemática que valida esta afirmación. Consideremos un conjunto Z con observaciones $(x_1, y_1), \dots, (x_n, y_n)$ donde x_i se compone de p variables (una de ellas, la unidad) e y_i es la variable respuesta. Sea H_1 un subconjunto de Z con h observaciones y $Q_1 = \sum_{i \in H_1} (r_1(i))^2$ la función objetivo, donde $r_1(i) = y_i - (x_i' \cdot b_1)$ para todo $i = 1, \dots, n$ y b_1 un vector cualquiera de dimensión p . Tomemos, ahora, un segundo subconjunto H_2 que recoja las h observaciones con menor residuo r_1 en valor absoluto, esto es, $H_2 = \{|r_1|_{1:n}, \dots, |r_1|_{h:n}\}$ donde $|r_1|_{1:n} \leq |r_1|_{2:n} \leq \dots \leq |r_1|_{h:n}$ son los residuos r_1 en valor absoluto ordenados de menor a mayor. El estimador MCO (b_2) para este nuevo conjunto H_2 arrojará residuos $r_2(i)$ para todo $i=1, \dots, n$ y una función objetivo $Q_2 = \sum_{i \in H_2} (r_2(i))^2$. Se cumplirá, entonces, que:

$$Q_2 \leq Q_1$$

Prueba: dado que H_2 recoge a las h observaciones con menor residuo r_1 , se sigue que $Q_2 = \sum_{i \in H_2} (r_2(i))^2 \leq \sum_{i \in H_1} (r_1(i))^2 \leq Q_1$.

La iteración de este proceso⁴⁷ converge hacia una solución en la que se consigue la menor suma residual posible. Volviendo al caso anterior, si $Q_2 = Q_1$ entonces el proceso iterativo se detiene si no, continua la iteración con Q_3 y así sucesivamente. La sucesión $Q_1 \geq Q_2 \geq Q_3 \geq \dots$ es no negativa y, por lo tanto, debe converger. Dado que el número de

⁴⁷ Los autores denominan “C-Step” a cada una de estas iteraciones. C hace referencia a concentración, ya que de cada iteración o paso (step) se obtiene un subconjunto con menor suma residual (más concentrado).

posibles subconjuntos es finito, existirá un m para el que $Q_m = Q_{m-1}$, por lo que la convergencia se alcanzará tras un número finito de iteraciones (en la práctica m se encuentra, habitualmente, por debajo de diez). Esto no es, sin embargo, una condición suficiente para que Q_m sea el mínimo global de la función objetivo LTS; pero si, necesaria. El algoritmo corrige esta deficiencia tomando varios conjuntos iniciales y aplicando la iteración C-Step a cada uno de ellos hasta conseguir la convergencia. La solución será aquella que arroje la menor suma residual (residuos al cuadrado).

Resta, ahora, determinar el modo en el que se construyen los subconjuntos iniciales H . Los autores contemplan dos posibilidades: la primera tomar al azar un número determinado de conjuntos iniciales con h observaciones cada uno (recordemos que h era el número de observaciones que se contemplan en la función objetivo LTS); la segunda, tomar al azar un número determinado de conjuntos iniciales con p observaciones (la dimensión de x) cada uno. Los autores abogan por la segunda opción. El razonamiento es el siguiente: dado un porcentaje de observaciones “malas” en la muestra, cuanto menor sea el número de observaciones que tomemos mayor será la probabilidad de no incluir ninguna observación “mala”.

Los autores ilustran la diferencia entre los dos opciones a través del siguiente ejemplo. Sea $n=1000$ el número total de observaciones que integran la muestra de las cuales el 20% son malas o potencialmente influyentes. Las 800 observaciones (x_i, y_i) “buenas” se generan a partir de la ecuación

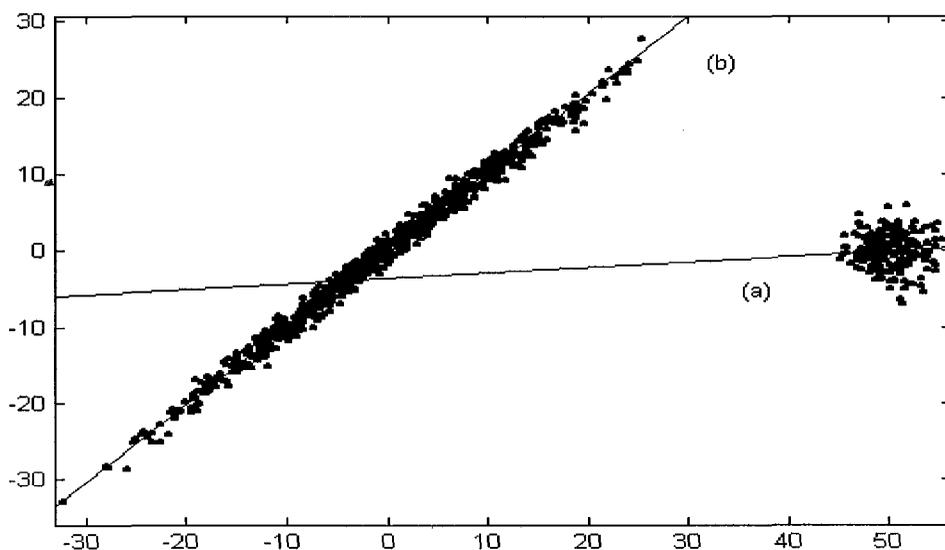
$$y_i = 1 + x_i + \varepsilon_i ; \quad i = 1, \dots, n$$

Donde $x_i \sim N(0,100)$ y $\varepsilon_i \sim N(0,1)$. Las otras 200 observaciones (x_i, y_i) se obtienen de una distribución normal bivalente con $\mu = (50,0)$ y $\Sigma = 25 \cdot I$. Se desea obtener el estimador LTS para un $h=501$ y se toman, al azar, 500 conjuntos iniciales H_1 .

El gráfico 2 muestra los resultados que se obtienen utilizando las dos opciones. La opción (a) “rompe” como consecuencia de la influencia de las observaciones periféricas, mientras que la opción (b) se ajusta a la mayoría de las observaciones. Esto se debe a que bajo la opción (a) cada uno de los conjuntos iniciales h_1 —recordemos, tomados al azar—, contiene tanto observaciones “buenas” así como observaciones “malas”, provocando que los distintos procesos de iteración (uno por cada conjunto inicial) no converjan hacia la solución “ideal”. Sin embargo, la probabilidad de que un conjunto integrado por p observaciones (en el ejemplo, $p=2$) no presente ninguna observación “mala” es mucho mayor que la probabilidad que arroja un conjunto compuesto por 500 observaciones. Esto explicaría por qué la elección de la opción (b), en detrimento de la opción (a), permite obtener la solución buscada.

GRÁFICO 2

Recta de regresión estimada en función del tamaño de los subconjuntos iniciales:
h observaciones (a) vs. p observaciones (b)



BIBLIOGRAFÍA

ALBRECHT, W.S, LOOKABILL, L.L. y MCKEOWN, J.C., (1977) “The time-series properties of annual earnings,” *Journal of Accounting Research* 15, pp. 226-244.

ALI, A. y ZAROWIN, P. (1992), “The role of earnings levels in annual earnings returns studies”, *Journal of Accounting Research*, Autumn, 286-296.

BALL, R. y P. BROWN (1968), “An empirical evaluation of accounting income numbers”, *Journal of Accounting Research* 6, 159-178.

BALL, R. y R. WATTS (1972), “Series Properties of Accounting Income”, *Journal of Finance* 27, pp. 663-682.

BARTH, M., W. BEAVER y W. LANDSMAN (1998), “Relative valuation roles of equity book value and the net income as a function of financial health”, *Journal of Accounting & Economics* 25, 1-34

BEAVER, W. (1968), “The information content of annual earnings announcements”, *Journal of Accounting Research* 6, 67-92

BEAVER, W., LAMBERT, R. y MORSE, D. (1980), “The information content of security prices”, *Journal of Accounting & Economics* 2, 3-28.

BURGSTHALER, D. y DICHEV, I., 1997, “Earnings, adaptation and equity value”, *The Accounting Review* 72, 187-215.

COLLINS, D.W., E.L. MAYDEW y I. WEISS (1997), “Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years”, *Journal of Accounting and Economics*, 24, 39-67.

COLLINS, D.W., M. PINCUS y H. XIE (1997), "Equity Valuation and Negative Earnings: The Role of Book Value of Equity", *The Accounting Review*, Vol 74, No 1.

EASTON, P (1999), "Security Returns and the Value Relevance of Accounting Data", *Accounting Horizons*, Vol. 13, Nº 4, 399-412.

EASTON, P. y HARRIS T., (1991), "Earnings as an explanatory variable for returns," *Journal of Accounting Research* 29, nº 1, 19-36.

EASTON, P y SOMMERS, G (2003), "Scale and the Scale Effect in Market-based Accounting Research", *Journal of Business, Finance & Accounting*, Vol. 30, 25-56.

HAYN, C. (1995), "The information content of losses", *Journal of Accounting and Economics* 20, 125-153.

KOTHARI, S.P. y ZIMMERMAN, J.L., (1995), "Price and return models", *Journal of Accounting and Economics* 20, 155-192.

LEV, B. (1989), "On the Usefulness of Earnings: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research", *Journal of Accounting Research*, Supplement

ROUSSEEUW, P.J. (1984), "Least median of squares regression", *Journal of the American Statistical Association* 79, pp. 871-880.

ROUSSEEUW, P.J. y LEROY, A.M. (1987), "Robust regression and outlier detection", Wiley-Interscience, New York (Series in Applied Probability and Statistics), 329 pag.

ROUSSEEUW, PJ y VAN DRIESEN, K. (1999). "A fast algorithm for the minimum covariance determinant estimator", *Technometrics*, 41, pp. 212-223

ZHANG, G., (2000), “Accounting information, capital investment decisions and equity valuation: Theory and empirical implications”, *Journal of Accounting Research* 38, 271-295.

Universitat d'Alacant
Universidad de Alicante



Universitat d'Alacant
Universidad de Alicante

CONCLUSIONES GENERALES

CONCLUSIONES GENERALES

En la presente tesis nos hemos propuesto responder a una serie de cuestiones en torno a la relevancia valorativa de la información contable en España. Así, cuestiones tales como la evolución temporal de la relevancia, la forma funcional de la relaciones precio-resultado y precio-fondos propios o la relevancia valorativa de las pérdidas han sido tratadas a lo largo de los diferentes capítulos que componen esta tesis.

Cada capítulo recoge, en su último epígrafe, las conclusiones de los trabajos que allí se exponen. No obstante, hemos considerado oportuno, aún reconociendo su duplicidad, presentar aquí de manera conjunta las principales conclusiones de cada capítulo.

El propósito del primer capítulo ha sido contrastar una posible pérdida en la relevancia de los estados contables en España durante la última década. Conscientes de las limitaciones inherentes a una muestra con un número relativamente bajo de observaciones, hemos utilizado tres alternativas distintas de medición así como técnicas de estimación robusta en el análisis de regresión. La primera de las alternativas de medición toma como medida de relevancia el coeficiente de determinación (R^2) de una regresión en la que el resultado y el patrimonio neto figuran como variables independientes y el precio de mercado como variable dependiente. La segunda, el coeficiente de dispersión de esa misma regresión. Y, la tercera, la rentabilidad de carteras basadas en datos contables anticipados.

Los resultados revelan, por un lado, un descenso en la capacidad de los datos contables para explicar la variación registrada en los precios (bien mediante el descenso en el R^2 o bien mediante un incremento en la dispersión de los residuos) y, por otro, un descenso en las rentabilidades de carteras basadas en datos contables anticipados.

Así pues, nuestros resultados constatan una pérdida en la relevancia de la información contable en España a lo largo de la última década. Autores como Francis y Schipper (1999), que obtienen resultados similares para el mercado estadounidense,

sugieren que la causa de dicho descenso puede deberse al incremento del número de empresas de alta tecnología en la muestra y la consiguiente falta de adaptación del sistema contable tradicional a las características de este tipo de empresas. De hecho, la principal razón a la que aluden académicos y profesionales que denuncian la pérdida de relevancia es precisamente la no adaptación del sistema a los cambios habidos, fundamentalmente de carácter tecnológico, que ha hecho cambiar en los últimos años la estructura empresarial.

El capítulo 2 nos hemos propuesto analizar el papel del resultado y el valor contable de los fondos propios en la determinación del valor de una empresa. Tomando como referencia teórica los modelos de valoración tipo opción desarrollados por Burgstahler y Dichev (1997) y Zhang (2000), se validan las predicciones que se derivan de ambos modelos en torno a la relación entre el valor de mercado de una empresa y el beneficio y los fondos propios de la misma.

En consonancia con las predicciones teóricas, los resultados confirman que (1) dado un nivel de fondos propios, el valor de mercado es una función creciente del beneficio (excepto cuando éste es de signo negativo); (2) dado un nivel de beneficio, el valor de mercado crece conforme aumentan los fondos propios en empresas de baja eficiencia (ROE bajo), es insensible a los fondos propios en empresas en estado estacionario (ROE medio) y decrece conforme aumentan los fondos propios en empresas con crecimiento potencial (ROE elevado); (3) dado un nivel de fondos propios (beneficio), el valor de mercado es una función convexa del beneficio (fondos propios); (4) en empresas de baja eficiencia, el poder explicativo de los fondos propios es superior al del beneficio; (5) en empresas en estado estacionario, la única variable relevante es el beneficio; y (6) en empresas con crecimiento potencial, aún siendo las dos variables relevantes, el beneficio es la variable dominante.

Los resultados constatan la complementariedad del beneficio y los fondos propios, remarcando así, la necesidad de realizar un análisis conjunto de las dos variables contables en cuestión a la hora de extraer información relevante para la formación de

precios. Del análisis se deduce además que no sólo es importante la contribución de las dos variables sino también la relación entre ellas. La rentabilidad financiera de la empresa (ROE) se erige en un input clave en el proceso de valoración de una empresa.

En el tercer capítulo hemos pretendido profundizar en el análisis de la relación precio-pérdidas con el objeto de cubrir las deficiencias que, a nuestro juicio, presenta la literatura previa tanto en el plano teórico como en el plano metodológico.

La reciente propuesta de Zhang (2000) confiere el marco teórico adecuado para afrontar una discusión rigurosa en torno a esta cuestión. Posiblemente sea esta la razón por la que ningún trabajo empírico previo ha sido capaz de argumentar desde un punto de vista teórico alguna de las evidencias, aparentemente contradictorias, que esos mismos trabajos han vertido. Un ejemplo claro es la relación inversa observada, en algunos de esos trabajos, entre precio y resultado. Así, Burgstahler y Dichev (1997) reconocen la limitación de su trabajo ante la imposibilidad de ofrecer una cobertura teórica a este fenómeno que ellos mismos constatan; mientras que otros autores, como Collins et al. (1997) o Easton y Sommers (2003), aún validando empíricamente este hecho, ni siquiera lo mencionan.

No obstante, consideramos que el modelo de Zhang se encuentra parcialmente limitado. Bajo los supuestos que el autor establece, el modelo predice que toda empresa con pérdidas será valorada a través de su valor de liquidación. El modelo no contempla, por lo tanto, la posibilidad de que empresas con pérdidas reciban el respaldo del mercado bajo la convicción de que serán capaces de revertir su situación actual. Nosotros proponemos una extensión del modelo que permite que este tipo de empresas sean valoradas no en función de su valor de liquidación sino a través de su valor de continuidad —que equivale al beneficio futuro esperado (positivo y lo suficientemente elevado como para hacer atractiva la opción de mantener la actividad de la empresa) capitalizado a una tasa $1/r$ —.

También nos hemos propuesto enriquecer la propuesta metodológica mediante un análisis exhaustivo de las propiedades estadísticas de las variables centrales de este estudio, a saber, el valor de mercado y el resultado contable. De este análisis se desprenden dos conclusiones de especial relevancia: la primera, que el efecto-escala descrito por Easton y Sommers (2003) es una consecuencia directa de la función de distribución de las variables; la segunda, que dado que ambas distribuciones se asemejan a una del tipo lognormal, una transformación logarítmica nos conduciría a la normalidad, disminuyéndose drásticamente la presencia de observaciones periféricas. Además, hemos optado por la utilización del estimador LTS (Least Trimmed Squares), un estimador más robusto que el tradicional MCO.

En la línea del argumento teórico desarrollado encontramos que: (i) si consideramos el total de las empresas con pérdidas, la incorporación de los fondos propios como variable explicativa adicional no consigue erradicar el signo negativo del coeficiente de asociación del resultado; (ii) cuando consideramos sólo a aquellas empresas con pérdidas que no parecen recibir ya el respaldo del mercado ($MV < BV$), entonces, la incorporación de los fondos propios sí consigue erradicar el signo negativo apuntado; y (iii) cuando consideramos únicamente a aquellas que sí parecen merecer la confianza del mercado ($MV > BV$), el signo negativo desaparece cuando incorporamos el total activo y el total de la deuda como variables explicativas adicionales.

Quisiéramos concluir citando nuevamente el párrafo que podemos extraer de las consideraciones finales de un artículo de García-Ayuso (2000) y publicado por la *Revista Española de Financiación y Contabilidad*¹. Dice así: “Dado que actualmente el acceso a herramientas informáticas y bases de datos comienza a ser una realidad en España, es previsible que en los próximos años asistamos a una proliferación de trabajos que, bien contrastando hallazgos de estudios desarrollados en otros países o bien contrastando

¹ García-Ayuso, M. (2000): “El coeficiente de respuesta al resultado y el coeficiente de relevancia valorativa del resultado: aspectos metodológicos y evidencia empírica”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol 29, nº 105, pp. 579-622.

hipótesis originales, pretendan contribuir a nuestro conocimiento del mercado de capitales español". Esta tesis responde a esta realidad.

Universitat d'Alacant
Universidad de Alicante