

---

# La relevancia valorativa de las pérdidas: evidencia empírica en España\*

**Araceli MORA ENGUÍDANOS**

Universidad de Valencia

**Pablo J. VÁZQUEZ VEIRA**

Universidad de Alicante

**Resumen:** La investigación contable orientada hacia el mercado de capitales ha prestado escasa atención a la relación precio-pérdidas. A esto se le une, además, una evidencia empírica contradictoria. 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, 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. En este trabajo, presentamos una extensión de este modelo que nos permite superar esta limitación y recoger el razonamiento anterior. Las principales predicciones que se derivan de esta extensión 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, y (3) si una empresa con pérdidas merece la confianza del mercado será valorada a través de su valor de continuidad. El objetivo de este trabajo es la contrastación empírica de las predicciones anteriores en una muestra de empresas que cotizan en el mercado de capitales español para el período 1991-2004. Los resultados obtenidos confirman las hipótesis.

**Palabras clave:** Relevancia Valorativa, Pérdidas, Valor de liquidación, Valor de continuidad.

**Código JEL:** G14; G.32; M41

**Abstract:** Market-based Accounting Research (MBAR) has not already properly addressed the price-earnings relation for loss firms. Moreover, the extant evidence is full of contradictions. Zhang's (2000) model provides a new theoretical framework to discuss this issue. However, we believe this model is partially limited: it predicts that every single loss firm is valued at its liquidation value. In this paper, we develop an extension of the model that avoids this limitation. The mainly predictions that could be derived from this extension are: (1) losses are not value-relevant, (2) if a loss firm is not supported by investors, it will be valued at its liquidation value,

---

\* Este trabajo se inscribe dentro de la Cátedra Carlos Cubillo de Contabilidad y Auditoría de AECA en su edición 2005-2006, así como del Proyecto de Investigación SEC2002-04608-C02-02 del Ministerio de Educación y Ciencia: "La Convergencia Contable como Factor de Competitividad Empresarial y de Desarrollo de los Mercados", contando además con el apoyo financiero de la Conselleria d'Empresa, Universitat i Ciència a través del proyecto de grupos emergentes GV06/196, y de la Universidad de Alicante a través del proyecto de jóvenes investigadores GRJ06/03. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias recibidos de los asistentes al 28th EAA Congress (Goteborg, 2005) y al XIII Congreso de AECA (Oviedo, 2005). E-mail de contacto: [pablo.vazquez@ua.es](mailto:pablo.vazquez@ua.es), tel. (+34) 965 90 36 21.

and (3) if a loss firm is supported by investors, it will be valued at its continuation value. We contrast our predictions using a sample of Spanish listed firms for the period 1991-2004. The results confirm the hypotheses.

**Key words:** Value-Relevance, Losses, Liquidation Value, Continuation Value.

**JEL Classification:** G14; G32; M41

**Title:** The Value-Relevance of Losses: the Spanish Case.

## 1. INTRODUCCIÓN

Desde los trabajos seminales de Ball y Brown (1968) y Beaver (1968), una amplia bibliografía ha profundizado en la relación precio-beneficio. Factores tales como el tamaño (Freeman et al., 1988; Collins y Kothari, 1989; Easton y Zmijewski, 1989), el riesgo (Collins y Kothari, 1989; Easton y Zmijewski, 1989), el sector industrial (Biddle y Seow, 1991), la política de dividendos (Kallapur, 1994) o el grado de conservadurismo del sistema contable (Basu, 1997; Ball et al., 1997) han sido apuntados, entre otros, como posibles determinantes de la magnitud de esta relación. Sin embargo, la atención que ha recibido la relación precio-pérdidas ha sido mucho menor. A ello se le une, además, una evidencia empírica contradictoria.

Collins et al. (1999) encuentran una relación inversa entre precio y resultado, cuando éste último es de signo negativo. Los mismos autores citan el trabajo de Burgstahler y Dichev (1997) como una muestra adicional de esta evidencia anómala. No obstante, los resultados no son comparables ya que mientras los primeros estiman un simple modelo de beneficios con el precio como variable dependiente y las pérdidas como variable independiente, los segundos utilizan el valor contable de los fondos propios como deflactor<sup>1</sup>, estimando así una regresión en la que el ratio market to book figura como variable dependiente y la rentabilidad financiera como variable independiente. Difiere, por lo tanto, la relación económica estudiada.

Collins et al. (1999) achacan el signo negativo hallado a un problema de omisión de variable relevante. A su juicio, el modelo simple de capitalización de beneficios no está correctamente especificado y abogan por la necesidad de introducir el valor contable de los fondos propios como variable explicativa adicional. La omisión de esta variable provoca la aparición de un sesgo negativo en la estimación del coeficiente asociado al resultado. Una vez incorporado los fondos propios a la regresión, el signo negativo desaparece. Sin embargo, los resultados obtenidos en otros estudios, que también incluyen el valor contable de los fondos propios como variable independiente adicional, son contradictorios. Así, mientras que Barth et al. (1998) obtienen un coeficiente de asociación del resultado nulo para el caso concreto de las pérdidas, trabajos como el de Easton y Sommers (2003) y Collins et al. (1997) encuentran una relación negativa.

Trabajos como los de Hayn (1995), Easton (1999) o Joos y Plesko (2005) han abordado el análisis de la relación rentabilidad de mercado-pérdidas. A diferencia de los trabajos previamente comentados, en los que se estima un modelo de precios, estos últimos regresan un

<sup>1</sup> Entendiendo deflactor, no como un índice que permite homogeneizar magnitudes afectadas por un problema de inflación, sino como equivalente al término anglosajón "deflator", que alude a aquellas variables que tratan de mitigar diferencias de escala.

---

modelo de rentabilidades en el que la rentabilidad de mercado de un período figura como variable dependiente y la pérdida, deflactada por el precio al inicio del período, como variable independiente. No obstante, y tal y como apunta Beaver (2002) modificar la forma de la variable puede modificar drásticamente la cuestión a tratar. Se emplea la metodología de niveles cuando la cuestión de interés es determinar qué magnitudes contables se encuentran reflejadas en el valor de la empresa, mientras que la metodología de diferencias se circunscribe al análisis de las variaciones de valor en un intervalo determinado. Los resultados, por lo tanto, no deberían ser comparados. Además, en un escenario en el que el precio se anticipa a la información contable —fenómeno conocido en la literatura anglosajona como "price-lead-earnings", y cuya existencia ha sido corroborada por distintos trabajos (Beaver et al., 1980; Kothari y Sloan, 1992; Easton, et al., 1992; Collins et al., 1994; entre otros)—, Kothari y Zimmerman (1995) demuestran que el coeficiente de asociación del resultado en un modelo de rentabilidades está sesgado hacia el cero. Los tres trabajos anteriormente citados encuentran valores no significativamente distintos de cero para ese coeficiente; éste podría ser el motivo.

En lo respecta al caso español, la evidencia en torno a la relevancia valorativa del resultado y los fondos propios para el caso concreto de las pérdidas, se limita al trabajo de Ayuso y Rueda (2002). En él, los autores estiman un modelo de precios en presencia de resultados positivos y negativos, y encuentran un coeficiente de asociación del resultado nulo. Sin embargo, los autores dejan abierta la discusión en torno a la valoración de las empresas con pérdidas: sí destacan la importancia de los fondos propios en la valoración de este tipo de empresas, pero no abordan las consecuencias sobre el papel de esa variable ante la posibilidad de que estas empresas puedan revertir sus resultados y recibir, por ello, el respaldo del mercado.

El cuadro 1 sintetiza los resultados obtenidos en los trabajos previos en torno a la relación precio-pérdidas. En él se especifica el modelo econométrico estimado (niveles o rentabilidades) y si se ha incluido o no el valor contable de los fondos propios como variable explicativa adicional.

La evidencia mostrada confirma la necesidad de abordar nuevos trabajos que permitan una mejor comprensión del fenómeno. Coincidimos con Collins et al. (1999) cuando señalan que el modelo simple de capitalización de beneficios está limitado. Autores como Hayn (1995), Berger et al. (1996), Burgstahler y Dichev (1997) o Zhang (2000) alertan de la posible existencia de una opción de liquidación, aunque sólo los dos últimos desarrollan teóricamente esta intuición, creciendo el valor de esa opción conforme aumenta la probabilidad de cese o abandono. La ausencia en el modelo de una variable que actúe de subrogado del valor de liquidación, siendo el valor contable de los fondos propios una buena aproximación de este valor, origina un problema de omisión de variable relevante, posible causante de la anomalía que supone un signo negativo en el coeficiente de asociación del resultado.

Sin embargo, y tal y como hemos apuntado anteriormente, trabajos como los de Collins et al. (1997) y Easton y Sommers (2003) constatan un signo negativo a pesar de haber incorporado los fondos propios como variable explicativa adicional. A nuestro juicio, este hecho podría obedecer a la coexistencia en la muestra de dos tipos de empresas con pérdidas: por un lado, empresas con una alta probabilidad de abandono; por otro, empresas que, a pesar de haber arrojado pérdidas, reciben el respaldo del mercado, que apuesta por su continuidad. En las primeras, la inclusión del valor contable de los fondos propios, actuando como subrogado del valor de liquidación, corregiría el problema de omisión de variable relevante y conseguiría hacer desaparecer el signo

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

Trabajos previos	Modelo econométrico	Signo del coeficiente de asociación del resultado en caso de pérdidas <sup>1 y 2</sup>
Hayn (1995)	Rentabilidades	Nulo
Collins, Maydew y Weiss (1997)	Precios	Negativo*
Burgstahler y Dichev (1997)	Precios	Negativo
Barth, Beaver y Landsman (1998)	Precios	Nulo*
Collins, Pincus y Xie (1999)	Precios	Negativo <sup>(3)</sup>
Easton (1999)	Rentabilidades	Nulo
Easton y Sommers (2003)	Precios	Negativo*
Joos y Plesko (2005)	Rentabilidades	Nulo
Ayuso y Rueda (2002)	Precios	Nulo*

NOTAS:

- (1) Cuando se hace referencia a un signo negativo o positivo, se entiende que es significativamente distinto de cero. Cuando se menciona que es nulo, se entiende que no es significativamente distinto de cero.
- (2) En los casos en los que aparece un asterisco, se ha incluido los fondos propios como variable explicativa adicional. Si no aparece, se entiende que se ha estimado un modelo univariante con el resultado como única variable explicativa.
- (3) Collins et al. (1999) estiman, además del modelo univariante, un modelo que incluye a los fondos propios como variable explicativa adicional. Incluida esta variable, el signo del coeficiente del resultado se torna positivo.

negativo del coeficiente del resultado. En las segundas, en la medida en la que la variable fondos propios no actúe como subrogado adecuado del valor de "continuidad" nos enfrentamos de nuevo a un problema de omisión de variable relevante, reapareciendo así el signo negativo del coeficiente del resultado.

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, 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. En este trabajo, presentamos una extensión de este modelo que nos permite superar esta

---

limitación y recoger el razonamiento expuesto en el párrafo anterior. Las principales predicciones que se derivan de esta extensión 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, y (3) si una empresa con pérdidas merece la confianza del mercado será valorada a través de su valor de continuidad. El objetivo de este trabajo es la contrastación empírica de las predicciones anteriores en una muestra de empresas que cotizan en el mercado de capitales español para el período 1991-2004.

Hemos dividido el trabajo en las siguientes secciones:

En la sección 2 se describe el modelo de Zhang (2000), así como la posible extensión que proponemos del mismo. La muestra, las variables y los estadísticos descriptivos se presentan en la sección 3. En la sección 4 se detallan las hipótesis del estudio, así como los modelos empíricos que permitirán contrastar dichas hipótesis. Los resultados se recogen en la sección 5. La sección 6 contrasta la robustez de los resultados obtenidos mediante un análisis de sensibilidad. Finalmente, la sección 7 concluye el trabajo.

## 2. FUNDAMENTO TEÓRICO: EL 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 —beneficio por unidad de capital invertido— 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 liquidación. 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 actual<sup>2</sup>, el valor de la empresa vendrá determinado por la

---

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

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.

Dependiendo de la decisión de inversión que tome la empresa, se distinguen tres escenarios posibles: liquidación, continuidad y expansión. El valor de la empresa en cada uno de estos escenarios es el siguiente:

- 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 "random walk" para el parámetro  $q^3$ ; 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.

Como decíamos, a diferencia de otros modelos (Ohlson, 1995; Feltham y Ohlson, 1995, 1996), en el modelo de Zhang (2000) la estrategia de inversión se convierte en una variable endógena: la empresa decide invertir/desinvertir dependiendo de la rentabilidad observada. Dado que la empresa contempla tres escenarios alternativos, el valor de la empresa en un momento dado será una función de: (1) el valor de la empresa en cada uno de los escenarios posibles; y (2) la probabilidad asociada a cada uno de esos escenarios<sup>4</sup>. Así las cosas, el valor de la empresa puede expresarse como<sup>5</sup>

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

4 En el modelo de Zhang (2000), las decisiones de inversión se producen en el período  $t+1$ . En el período  $t$ , momento en el que se realiza la valoración, el mercado deberá anticipar esa decisión. Las expectativas en torno al parámetro  $q$ , negativo en el período actual, determinarán el valor actual de la empresa, de ahí la importancia del proceso estocástico asumido para este parámetro (Véase Zhang 2000, pp. 275-277).

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

$$V = P_c \cdot as + \frac{E[q] \cdot as}{r} + C_e \cdot G$$

donde,

- $as$ , es el activo de la empresa;
- $q$ , es el beneficio obtenido por cada unidad invertida en el proceso;
- $P_c \cdot as$ , es el valor de la opción (put) de proceder al cese de la actividad;
- $E[q] \cdot as$ , es el beneficio esperado de la empresa a partir del capital actual;
- $r$ , es la rentabilidad del activo libre de riesgo;
- $G$ , es la inversión que acomete la empresa en el caso de expansión.
- $C_e \cdot G$ , es el valor de la opción (call) de expandir la actividad;

Siguiendo a Zhang (2000), 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. El valor, por lo tanto, para este tipo de empresas vendría dado por la expresión:

$$V = P_c \cdot as + \frac{E[q] \cdot as}{r}$$

Esto es, el valor de una empresa con pérdidas vendría dado por su valor de continuidad (el segundo término del lado derecho de la ecuación) más el valor de la opción de abandono (el primer término de ese mismo lado). Sin embargo, los propios supuestos de los que parte Zhang (2000) limitan todavía más esta expresión. El valor de continuidad se obtiene capitalizando el beneficio esperado a una tasa  $1/r$ . El beneficio esperado depende del valor esperado de  $q$ , actualmente negativo. Pero, dado que Zhang (2000) 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 la opción de abandono, ya que un valor de continuidad negativo carece de sentido. Como la probabilidad de abandono es máxima, el valor de la opción de abandono coincidirá con el valor de liquidación. Luego,

$$V = as$$

Sin embargo, consideramos oportuno desarrollar una extensión del modelo que permita la posibilidad de que determinadas empresas con pérdidas no se valoren a valor de liquidación sino a valor de continuidad. Ofreciendo así cobertura teórica a la evidencia aparentemente contradictoria obtenida en la literatura previa. Con este fin, a continuación vamos a relajar algunos de los supuestos del modelo.

#### *Extensión del modelo*

El modelo de Zhang (2000) parte de dos supuestos que afectan de manera decisiva a la valoración de las empresas con pérdidas, a saber, el proceso de recorrido aleatorio asumido para

el parámetro  $q$  y la ausencia de financiación ajena. La relajación de estos dos supuestos nos permitirá diferenciar la valoración de las empresas con pérdidas, en función de su capacidad o no para revertir las pérdidas actuales.

*a) El comportamiento del parámetro "q"*

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 la rentabilidad futura,  $E[q]$ , con respecto a su rentabilidad actual ( $q$ , que es negativa). Veamos qué ocurre, sin embargo, si se relaja este supuesto y se incorpora la posibilidad de que el parámetro  $q$  siga 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  $q^* \gg 0$ . 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, y teniendo en cuenta las predicciones básicas que se deducían del modelo de Zhang, al realizar este supuesto podemos deducir que: El valor de una empresa con pérdidas ya no es necesariamente el valor de liquidación, sino que 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:  $[(q^* \cdot as) / r] > 0$ ; donde  $q^*$  es el valor esperado 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.

*b) La posibilidad de financiación con recursos ajenos*

El modelo no contempla la posibilidad de financiación con recursos ajenos. En nuestra opinión, las consecuencias que se derivan de la relajación de este supuesto son importantes si existen empresas con pérdidas que no se valoran a valor de liquidación sino a valor de continuidad.

Volviendo al modelo original de Zhang, si una parte del activo se encuentra financiado con recursos ajenos, la existencia de deuda conlleva la revisión de las expresiones de algunos de los



conceptos que baraja el modelo. Así, por ejemplo, el valor de liquidación ya no coincide con el valor de su activo. Del valor del activo debemos detraer, ahora, el capital aportado por los acreedores ( $D$ ). En este escenario alternativo, el valor de liquidación podría venir dado por la expresión: **(as-D)**.

$$\text{Valor de liquidación} = as - D$$

El valor de continuidad debe ser también revisado. Teniendo en cuenta el modelo original de Zhang (2000), e incorporando el componente de la deuda, obtenemos la siguiente expresión para el valor de continuidad para una empresa con pérdidas en el caso de reversión:

$$\text{Valor de Continuidad} = \frac{q^* \cdot as}{r} - D$$

Las predicciones teóricas del modelo no se ven alteradas por la introducción del supuesto de deuda. Sin embargo, el subrogado contable sí, ya que el contable de los fondos propios podría actuar como subrogado del parámetro  $as$  en un escenario sin deuda. No así en un contexto con deuda, ya que, en este caso, el subrogado contable apropiado sería la cifra de activo. Cuando estamos considerando que una empresa con pérdidas se valora a su valor de liquidación, esta consideración es irrelevante, ya que el valor de liquidación es  $as$  cuando no existe deuda y **(as-D)** cuando existe deuda; en ambos casos el valor de los fondos propios.

Sin embargo, no ocurre lo mismo con el valor de continuidad. En un escenario con deuda, la elección del subrogado contable para el parámetro  $as$  se vuelve ahora crucial. Las cifras de activo y fondos propios pueden diferir drásticamente y, por ende, las aproximaciones que a partir de ellas se obtienen.<sup>6</sup> A esto, debemos sumar la incorporación del valor contable de la deuda como variable relevante del modelo.

El cuadro 2 resume los principales aspectos tanto del modelo de Zhang (2000) como de la extensión que proponemos, para el caso concreto de las empresas con pérdidas.

**Cuadro 2**  
Cuadro comparativo Zhang (2000) vs. Mora y Vázquez (2006)

Modelo	Valor de Liquidación		Valor de Continuidad	
	Valor Teórico	Subrogado Contable	Valor Teórico	Subrogado Contable
Zhang (2000)	$as$	Fondos Propios	Negativo	-
Mora y Vázquez (2006)	$as - D$	Fondos Propios	$\frac{q^* \cdot as}{r} - D$	Total Activo, Deuda

<sup>6</sup> Un ejemplo: en el año 1993, la empresa Tubacex arroja una cifra de activo que equivale a 37 veces la cifra de fondos propios. La aproximación contable al valor de continuidad diferirá radicalmente según qué magnitud contable utilicemos.

### 3. MUESTRA, VARIABLES Y ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

La muestra de empresas se ha obtenido a partir de la base de datos Compustat Global Vantage, 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 2004. 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 antes de partidas extraordinarias y operaciones especiales 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 1180 observaciones empresa-año. Dado que nuestro interés se centra en el análisis de las empresas con pérdidas, se han eliminado aquellas observaciones que presentan un beneficio contable positivo. Para evitar la posible influencia de observaciones extremas, se han eliminado aquellas observaciones en las que el valor de alguna de las variables no esté comprendido entre los siguientes rangos:

$$F_1 = Q_1 - 3 \cdot RIQ$$

$$F_2 = Q_3 + 3 \cdot RIQ$$

donde  $Q_1$  y  $Q_3$  son el primer y tercer cuartil respectivamente,  $RIQ$  es el recorrido intercuartilico, y  $F_1$  y  $F_2$  son las fronteras exteriores que marcan la presencia de extremos (Durá y López, 1992). El total de observaciones con resultado contable negativo, una vez practicadas las eliminaciones descritas, asciende a 159. La tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos de las variables del estudio.

El gráfico 1 proporciona información sobre la evolución temporal del porcentaje anual de empresas que arrojan pérdidas. El gráfico confirma la evolución del ciclo económico español desde una etapa de depresión (1991-1994), donde el porcentaje de empresas con pérdidas alcanza un promedio de 24% (con un máximo de 31% en el año 1993), hacia una etapa de expansión (1995-2004) donde el promedio del porcentaje empresas con pérdidas se reduce a la mitad (con un mínimo de 6% en el año 1998).

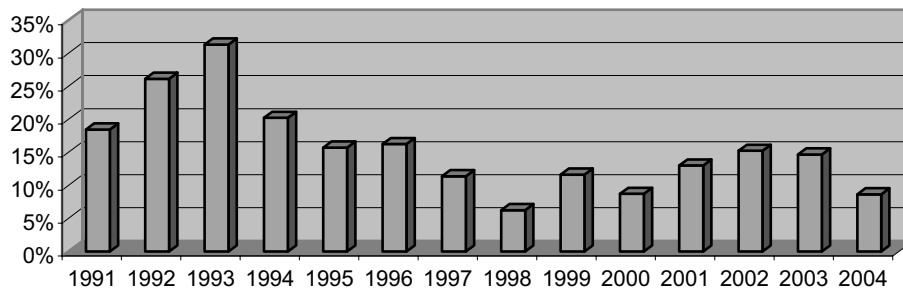
Como es habitual en los estudios de relevancia valorativa, todas las variables del estudio están expresadas en unidades por acción. Easton y Sommers (2003) demuestran la presencia de un "efecto-escala" cuando se estima un modelo de precios con datos por acción. Los autores proponen como solución una estimación basada en mínimos cuadrados ponderados, donde el

**Tabla 1**  
**Estadísticos Descriptivos**

N: Número de observaciones de cada variable; Desv. Est.: Desviación Estándar; P<sub>25</sub>: Percentil 25; P<sub>75</sub>: Percentil 75. P<sub>it</sub>: Precio de las acciones de la empresa i al cierre del ejercicio fiscal t; E<sub>it</sub>: Beneficio antes de partidas extraordinarias y especiales de la empresa i al cierre del ejercicio fiscal t; BV<sub>it</sub>: Valor contable de los fondos propios de la empresa i al cierre del ejercicio fiscal t; TA<sub>it</sub>: Total activo de la empresa i al cierre del ejercicio fiscal t. Datos en Euros por acción.

	N	Media	Desv. Est.	P <sub>25</sub>	Mediana	P <sub>75</sub>
P <sub>it</sub>	159	3.505	3.447	1.094	2.425	5.420
E <sub>it</sub>	159	-0.616	0.720	-0.992	-0.316	-0.086
BV <sub>it</sub>	159	2.822	3.146	0.542	2.447	4.269
TA <sub>it</sub>	159	10.042	7.830	3.266	8.666	14.860

**Gráfico 1**  
**Evolución temporal de las pérdidas en España (1991 - 2004)**



inverso del valor de mercado actúa como factor de ponderación. Bajo este método de estimación, los autores constatan que el "efecto-escala" desaparece. Siguiendo a Easton y Sommers (2003), empleamos esta metodología para el caso español.

#### 4. MODELOS Y PREDICCIONES

Siguiendo las predicciones del modelo de Zhang, 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 actual, su valor vendrá determinado por el valor de continuidad. 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 positiva 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, estimamos un modelo de precios con el precio de la acción ( $P_{it}$ ) como variable dependiente y el resultado (negativo) por acción ( $E_{it}$ ) como única variable independiente. Esto es,

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \varepsilon_{it} \quad 1$$

Partiendo de la hipótesis de que pérdidas carecen de relevancia valorativa, la estimación del modelo [1] 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 variables relevantes. 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, su omisión puede provocar la aparición de una relación inversa entre valor y resultados negativos.

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 propios en el modelo [1] —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 recoge la posibilidad de que la empresa se financie vía deuda—, existirán empresas cuyo valor vendrá dado por el valor de continuidad  $[(q^*as)/r - D]$ . Así las cosas, la inclusión de la variable fondos propios ( $BV_{it}$ ) en el modelo [1] no conseguiría revertir el signo negativo asociado al resultado.

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, en el que incluyen los fondos propios como variable explicativa adicional:

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 BV_{it} + \varepsilon_{it} \quad 2$$

No obstante, si nos centramos, exclusivamente, en aquellas empresas que ya no reciben el respaldo del mercado, sí podemos concluir que su valor vendrá dado por el valor de liquidación. Sólo resta, ahora, determinar cómo podemos discriminar entre empresas que sí merecen la confianza del mercado y las que no. Nosotros proponemos la comparación entre el valor de mercado, que recoge las expectativas de los inversores, 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<sup>7</sup>.

Contrastamos así la siguiente hipótesis:

***Hipótesis 3:*** Si una empresa con pérdidas no recibe el respaldo del mercado, será valorada a través de su valor de liquidación.

Para contrastar esta hipótesis reestimamos el modelo [2] pero restringido ahora a las empresas con ( $P < BV$ ). Para este tipo de empresas, la estimación del modelo debería arrojar un coeficiente de asociación del resultado nulo.

Aquellas empresas que, aún habiendo arrojado pérdidas, merecen la confianza del mercado ( $P > BV$ ), 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, será valorada a través de su valor de continuidad.

Consideramos que para aquel escenario con pérdidas en el que la empresa reciba el respaldo del mercado, tanto el activo como el endeudamiento son variables relevantes en sí mismas y con coeficientes distintos. La estimación del modelo [2] —que, recordemos, sólo recoge parcialmente el valor de continuidad— se verá afectada por un problema de omisión de variable relevante, provocando la aparición de un coeficiente de asociación del resultado negativo. Para contrastar esta hipótesis proponemos que el modelo considere un subrogado distinto al de los fondos propios. Si asumimos que el total activo (TA) es un buen subrogado del parámetro  $\alpha_1$  y que la diferencia entre activo y fondos propios (TD) puede actuar como subrogado del parámetro  $\alpha_3$  (aquella parte del activo que no está en manos de los accionistas), el siguiente modelo podría ser válido<sup>8</sup>:

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 TA_{it} + \alpha_3 TD_{it} + \varepsilon_{it} \quad 3$$

Si la especificación es correcta y ya no se omiten variables relevantes, el coeficiente de asociación del resultado debería ser nulo ( $\alpha_1=0$ ); el coeficiente asociado al activo, positivo ( $\alpha_2>0$ ); y, el coeficiente de la deuda, negativo ( $\alpha_3<0$ ).

Empíricamente, y con el fin de validar las hipótesis 3 y 4, atenderemos a los valores estimados de una serie de parámetros. En primer lugar, el coeficiente de asociación del resultado, donde un signo negativo y significativo nos estaría alertando de una incorrecta especificación del modelo, siendo ese signo negativo la manifestación de un problema de omisión de variable(s) relevante(s). Así, por ejemplo, esperamos encontrar un signo negativo en ese coeficiente cuando se estima el modelo (2) para el grupo de empresas que reciben el respaldo

---

7 Collins y Kothari (1989) proponen la diferencia entre el valor de mercado y el valor contable de los fondos propios como una medida aproximada del valor de las oportunidades de inversión a las que se enfrenta la empresa. Siguiendo a Martikainen (1997): "El ratio market-to-book dependerá de la capacidad de la empresa para generar, a partir del activo actual y de las inversiones futuras esperadas, una rentabilidad superior a la rentabilidad requerida a los fondos propios". En la sección que aborda el análisis de sensibilidad se proponen candidatos alternativos.

8 Problemas de multicolinealidad desaconsejan la estimación de un modelo que incorpore simultáneamente las variables BV, TA y TD, dado que cualquiera de ellas puede obtenerse como combinación lineal de las otras dos.

del mercado, ante la ausencia de un subrogado adecuado del valor de continuidad. Esperamos, sin embargo, que este signo desaparezca cuando estimamos el modelo (3) para ese mismo grupo de empresas. En segundo lugar, el coeficiente de determinación ajustado ( $R^2_{aj}$ ) de la regresión nos revelará qué modelo arroja una mayor capacidad explicativa. Respecto a este coeficiente, cabe esperar que la estimación del modelo (3) arroje un mayor  $R^2$  que la estimación del modelo (2) para el grupo de empresas que merecen la confianza del mercado; para aquellas que no reciben ese respaldo no esperamos encontrar diferencias significativas. Por último, atenderemos también al valor estimado del coeficiente del total activo: si su valor coincide con el coeficiente de la deuda (con signo contrario) nos indicaría que las dos variables actúan conjuntamente como subrogados de los fondos propios (valor de liquidación); si, por el contrario, el coeficiente del activo supera al de la deuda, la evidencia apuntaría a que las dos variables en cuestión estarían actuando ahora como subrogados del valor de continuidad.

## 5. RESULTADOS

La tabla 2 presenta los resultados de la estimación de los modelos 1 y 2 para el total de la muestra de empresas con pérdidas (n=159). En lo que respecta al modelo 1 —modelo univariante en el que el precio figura como variable dependiente y, como variable independiente, el resultado<sup>9</sup> (negativo)—, su estimación arroja un coeficiente de asociación del resultado negativo ( $\alpha_1 = -0.25$  y significativamente distinto de cero). Esta evidencia

**Tabla 2**  
Estimación de los modelos [1] y [2] para empresas con pérdidas

$P_{it}$ : Precio de las acciones de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$ ;  $E_{it}$ : Beneficio antes de partidas extraordinarias y especiales de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $BV_{it}$ : Valor contable de los fondos propios de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $N$ : número de observaciones;  $R^2_{aj}$ :  $R^2$  ajustado. Se sigue la metodología propuesta por Easton y Sommers (2003) para el control del “efecto escala”.

Modelo [1]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \varepsilon_{it}$

Modelo [2]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 BV_{it} + \varepsilon_{it}$

	Constante	E	BV	N	$R^2_{aj}$
<b>Modelo [1]</b>	0.34***	-0.25***	-	159	0.05
<b>Modelo [2]</b>	-0.25***	-0.21***	0.33***	159	0.32

\*Significativo al 10% \*\*Significativo al 5% \*\*\*Significativo al 1%

9 El resultado utilizado es antes de partidas extraordinarias y operaciones especiales. Esta elección obedece a un doble motivo: por un lado, a que su utilización está ampliamente extendida en la literatura relacionada; por otro, garantizar que las pérdidas mostradas no estén provocadas por partidas extraordinarias u operaciones especiales. Tal y como ha sugerido un evaluador anónimo, cabría la posibilidad de analizar la reacción del mercado ante un resultado neto negativo pero originado por partidas extraordinarias: dado que estas partidas son, por naturaleza, no recurrentes, el mercado descontaría una reversión de la situación actual y valoraría a la empresa por su valor de continuidad. Sin embargo, del total de empresas con beneficio neto negativo (n=133) sólo trece arrojan un resultado positivo antes de partidas extraordinarias y operaciones especiales, lo que hace inviable la propuesta con la muestra actual. Futuros trabajos podrían retomar esta idea.

---

respaldaría la idea de que nos encontramos ante un problema de omisión de variable relevante: el modelo 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.

Siguiendo la literatura previa, reestimamos el modelo incorporando ahora el valor contable de los fondos propios (modelo 2). El signo negativo del coeficiente de asociación del resultado no desaparece ( $\alpha_1 = -0.21$  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. No obstante, la capacidad explicativa del modelo, una vez incluido el valor contable de los fondos, aumenta claramente ( $R^2$  0.32 vs.  $R^2$  0.05)

La tabla 3 (Panel A) presenta los resultados de la estimación de los dos modelos anteriores pero considerando, ahora, sólo las empresas con pérdidas con un valor de mercado inferior al valor contable de los fondos propios ( $P < BV$ ) ( $n=63$ ). La estimación del modelo 1 arroja un coeficiente de asociación del resultado que, aún siendo negativo ( $\alpha_1 = -0.14$ ), no es significativamente distinto de cero ( $t\text{-stat} = -1.35$ ). Sin embargo, la baja capacidad explicativa del modelo ( $R^2_{aj} = 0.01$ ) y una constante significativamente distinta de cero (al 1%), respalda la idea de que nos encontramos ante una incorrecta especificación del modelo. Para este tipo de empresas, parece razonable suponer que el valor viene determinado básicamente por su valor de liquidación. Los resultados de la estimación del modelo 2 respaldan esta hipótesis: la inclusión de los fondos propios eleva el  $R^2$  ajustado hasta un valor de 81%, mientras que la constante se vuelve nula.

Respecto al coeficiente asociado a los fondos propios (0.53), cabría esperar, en ausencia de costes de liquidación, un valor cercano a la unidad. El modelo teórico incorpora estos costes a través del parámetro  $c_d$  (coste en el que incurre la empresa por cada unidad de activo liquidada), de lo que deduce un valor de liquidación equivalente a  $(1-c_d)$ as. El verdadero valor teórico del coeficiente será pues  $(1-c_d)$ : inferior a la unidad e inversamente relacionado con el valor de esos costes (a mayor coste de liquidación menor coeficiente de asociación). Similares valores para ese coeficiente se han obtenido en estudios anteriores: para el mercado estadounidense, 0.47 en el trabajo de Collins et al. (1999); para el mercado español, 0.53 en el trabajo de Ayuso y Rueda (2002).

También incluye la estimación del modelo 3, donde se sustituye a los fondos propios por otros dos subrogados contables, el total activo (TA) y la deuda de la empresa (TD). Como cabía esperar, los resultados no varían: tanto la constante como el coeficiente del resultado se vuelven nulos, y la capacidad explicativa del modelo se mantiene ( $R^2_{aj} = 80\%$ ). En empresas próximas a la liquidación, el valor se aproxima al valor contable de los fondos propios, por lo que la sustitución de esta variable (subrogado del valor de liquidación) por las otras dos (subrogados del valor de continuidad), no arroja capacidad explicativa adicional. De hecho, los coeficientes de asociación del total activo y de la deuda coinciden (con signo cambiado, 0.54 y -0.54 respectivamente<sup>10</sup>), apoyando la idea de que en empresas cercanas a la liquidación, los fondos propios (activo menos deuda) determinan el valor.

---

10 El test de Wald ( $F=0.18$ ) revela que la suma de los dos coeficientes no es significativamente distinta de cero.

En el Panel B de la misma tabla se presentan los resultados de la estimación de los modelos 1, 2 y 3 para aquellas empresas con pérdidas cuyo valor de mercado sea superior al valor contable de los fondos propios ( $P > BV$ ). Esto significa que el mercado cree en la capacidad de esta empresa 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 1 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 ( $\alpha_1 = -0.36$ , significativamente distinto de cero). En este caso, la variable relevante omitida sería el valor de continuidad. Cuando se estima el modelo 2, que incluye únicamente el subrogado del valor de liquidación, el coeficiente del resultado se mantiene negativo ( $\alpha_1 = -0.52$ , significativamente distinto de cero). La inclusión de los fondos propios en el modelo no consigue, por lo tanto, erradicar el signo negativo asociado al resultado.<sup>11</sup>

Sin embargo, cuando sustituimos los variable fondos propios por las variables total activo (TA) y deuda (D), que actuarían como subrogados del valor de continuidad (modelo 3), el coeficiente de asociación del resultado se vuelve nulo.<sup>12</sup> Existen, además, dos evidencias adicionales que respaldarían la hipótesis de que las empresas con pérdidas que reciben el respaldo del mercado son valoradas a través de su valor de continuidad, y no por su valor de liquidación: por un lado, la capacidad explicativa del modelo 3 es superior a la del modelo 2 ( $R2_{aj} = 0.36$  vs.  $R2_{aj} = 0.25$ ); por otro, el coeficiente del total activo es superior al coeficiente de la deuda en valor absoluto.<sup>13</sup>

Un aspecto que requiere mayor atención es el valor estimado del coeficiente asociado al total activo (0.41). Como vimos en la sección 2, este coeficiente representa el ratio  $q/r$ , esto es, el cociente entre el beneficio por unidad de capital invertido ( $q$ ) y la tasa libre de riesgo ( $r$ ). Un valor inferior a la unidad nos estaría revelando que la rentabilidad es inferior a la tasa libre de riesgo; condición, que en un principio, no casaría con la idea de continuidad. Sin embargo, la existencia de costes de liquidación justificaría ese valor del coeficiente por debajo de la unidad. Volviendo al modelo de Zhang, el valor de liquidación equivale a  $(1 - c_d) \cdot as$ , mientras que el valor de continuidad viene dado por la expresión  $(q \cdot as)/r$ . La empresa optará pues por la continuidad siempre y cuando  $(q \cdot as)/r > (1 - c_d) \cdot as$ , esto es, cuando  $q/r > (1 - c_d)$ .<sup>14</sup>

- 11 La baja correlación entre el resultado y los fondos propios para aquellas empresas con pérdidas respaldadas por el mercado (0.05) respaldaría la idea de que los fondos propios no es la variable omitida responsable del signo negativo asociado al resultado; a diferencia de aquellas empresas a las que el mercado retira su apoyo, donde la correlación resultado-fondos propios (-0.43) es negativa y significativamente distinta de cero (correlaciones no tabuladas).
- 12 Las correlaciones resultado-total activo y resultado-total deuda para este tipo de empresas, negativas y significativamente distintas de cero (-0.39 y -0.47, respectivamente; no tabuladas), refrendarían la idea de que la omisión del valor de continuidad en el modelo provoca la aparición del signo negativo asociado al resultado
- 13 La suma de los coeficientes del activo y la deuda (0.41 y -0.31, respectivamente) es significativamente distinta de cero ( $F = 16.86$ ).
- 14 Otra explicación al hecho de que el coeficiente se sitúe por debajo de la unidad obedece a que estamos utilizando subrogados contables tanto para el valor de liquidación como para el valor de continuidad. Esto nos lleva, necesariamente, a cometer un "error de medida", por lo que cabe la posibilidad de que los coeficientes estimados estén sesgados hacia el cero.



**Tabla 3**  
**Estimación de los modelos [1], [2] y [3] para empresas con pérdidas**  
**en función del valor que toma la variable *market-to-book***

$P_{it}$ : Precio de las acciones de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$ ;  $E_{it}$ : Beneficio antes de partidas extraordinarias y especiales de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $BV_{it}$ : Valor contable de los fondos propios de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $TA_{it}$ : Total activo de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $TD_{it}$ : Deuda por acción de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  ( $TD_{it} = TA_{it} - BV_{it}$ );  $N$ : número de observaciones;  $R^2_{aj}$ :  $R^2$  ajustado. Se sigue la metodología propuesta por Easton y Sommers (2003) para el control del “efecto escala”.

Modelo [1]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \varepsilon_{it}$

Modelo [2]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 BV_{it} + \varepsilon_{it}$

Modelo [3]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 TA_{it} + \alpha_3 TD_{it} + \varepsilon_{it}$

*Panel A: market-to-book < 1*

	Constante	E	BV	TA	TD	N	R <sup>2</sup> aj
<b>Modelo [1]</b>	0.40***	-0.14	-	-	-	63	0.01
<b>Modelo [2]</b>	0.06	0.07	0.53***	-	-	63	0.81
<b>Modelo [3]</b>	0.06	0.04	-	0.54***	-0.54***	63	0.80

\*Significativo al 10% \*\*Significativo al 5% \*\*\*Significativo al 1%

*Panel A: market-to-book > 1*

	Constante	E	BV	TA	TD	N	R <sup>2</sup> aj
<b>Modelo [1]</b>	0.31***	-0.36***	-	-	-	96	0.08
<b>Modelo [2]</b>	0.27***	-0.52***	0.39***	-	-	96	0.25
<b>Modelo [3]</b>	0.19***	-0.07	-	0.41***	-0.31***	96	0.36

\*Significativo al 10% \*\*Significativo al 5% \*\*\*Significativo al 1%

## 6. ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

Existe la posibilidad de que el ratio *market-to-book*, aún mostrando valores superiores a la unidad, no esté reflejando el respaldo del mercado a la capacidad de la empresa para revertir sus pérdidas actuales. Este ratio está condicionado, en ocasiones, a factores puramente contables (prudencia o elección contable), por lo que cabe la posibilidad de que el mercado esté valorando a la empresa a su valor de liquidación, pero por un importe superior al valor de los fondos propios mostrado en balance (conservadurismo de balance). Para mitigar este efecto, hemos

repetido el análisis pero imponiendo, ahora, la condición de que la diferencia (positiva) entre el valor de mercado y los fondos propios debe ser superior al 25% de los fondos propios, para considerar que una empresa recibe el respaldo del mercado<sup>15</sup>. La condición impuesta reduce la muestra de empresas con respaldo a un total de 82 observaciones empresa/año (en comparación con las 96 observaciones del análisis inicial). Los resultados, presentados en la tabla 4, se asemejan a los mostrados en la tabla 3 (*Panel B*).

**Tabla 4**  
**Estimación de los modelos [1], [2] y [3] para empresas con pérdidas**  
*y market-to-book > 1.25*

$P_{it}$ : Precio de las acciones de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$ ;  $E_{it}$ : Beneficio antes de partidas extraordinarias y especiales de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $BV_{it}$ : Valor contable de los fondos propios de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $TA_{it}$ : Total activo de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $TD_{it}$ : Deuda por acción de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  ( $TD_{it} = TA_{it} - BV_{it}$ );  $N$ : número de observaciones;  $R^2_{aj}$ :  $R^2$  ajustado. Se sigue la metodología propuesta por Easton y Sommers (2003) para el control del “efecto escala”.

Modelo [1]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \varepsilon_{it}$

Modelo [2]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 BV_{it} + \varepsilon_{it}$

Modelo [3]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 TA_{it} + \alpha_3 TD_{it} + \varepsilon_{it}$

	Constante	E	BV	TA	TD	N	R <sup>2</sup> aj
<b>Modelo [1]</b>	0.29***	-0.34***	-	-	-	82	0.09
<b>Modelo [2]</b>	0.27***	-0.47***	0.29***	-	-	82	0.18
<b>Modelo [3]</b>	0.20***	-0.07	-	0.32***	-0.24***	82	0.28

\*Significativo al 10% \*\*Significativo al 5% \*\*\*Significativo al 1%

La  $Q$  de Tobin ha sido utilizada habitualmente como subrogado de las oportunidades de crecimiento de una empresa (Solt y Statman, 1989; Booth y Deli, 1996; Martin, 1996; Wright et al., 1996; entre otros). La  $Q$  de Tobin se define como el cociente entre el valor de mercado de la empresa (de la empresa en general, y no sólo de la parte en manos de los accionistas) y el coste de reposición de sus activos, siendo una función creciente de la calidad de los proyectos de inversión presentes y futuros de la empresa (Lang et al., 1989). Así las cosas, un elevado valor de esta variable reflejaría unas expectativas optimistas de los inversores en torno al futuro de la empresa; mientras que, por el contrario, valores bajos de esa variable estarían reflejando dudas sobre la capacidad de la empresa para emprender proyectos rentables.

En este trabajo utilizamos la aproximación de Cheng y Pruitt (1994) de la  $Q$  de Tobin. Estos autores demuestran que su aproximación, calculada empleando únicamente información financiera de la empresa, presenta una correlación del 96.6% con el valor obtenido a través de medios mucho más costosos. Martin (1996) o Finkelstein y Bold (1998) se han servido de este

15 Los resultados tampoco varían si se considera, por ejemplo, una diferencia superior al 50% de los fondos propios.

---

método para calcular el valor de la Q de Tobin. De este modo, el valor de la Q de Tobin viene dado por la siguiente expresión:

$$Q = (MVE + PS + DEBT)/TA \quad 4$$

donde,

MVE: Precio de cierre de la acción al final del año fiscal \* Número de acciones ordinarias

PS: Valor contable de las acciones preferentes de la empresa

DEBT: Pasivo Circulante - Activo Circulante + Deuda a Largo Plazo

TA: Valor del Activo Total de la empresa

Al igual que Wright et al. (1996), consideramos un escenario optimista si  $Q > 1$  y un escenario pesimista si  $Q < 1$ . Distinguimos así dos tipos de empresas con pérdidas en función de que la Q de Tobin sea mayor o menor que la unidad.

La tabla 5 recoge los resultados de la estimación de los modelos 1, 2 y 3 para cada una de las dos submuestras creadas dependiendo del valor de la Q de Tobin. Estos resultados no difieren de los comentados anteriormente. Para valores inferiores a la unidad, se constata como la inclusión de los fondos propios en el modelo consigue erradicar el signo negativo del coeficiente asociado al resultado; mientras que para valores superiores a la unidad el coeficiente negativo del resultado sólo desaparece si incluimos el total activo y la deuda total en el modelo. En esta última submuestra también se observa un incremento en el R2 ajustado (32% vs. 15%) cuando se incorporan el activo y la deuda en detrimento de los fondos propios, así como una diferencia significativa entre los coeficientes en valor absoluto asociados al total activo y a la deuda<sup>16</sup>. Se respaldaría así la hipótesis de que ante un escenario optimista el mercado valora a la empresa según su valor de continuidad y no a su valor de liquidación.

Tanto el ratio market-to-book como la Q de Tobin recogen las expectativas del mercado sobre el futuro de la empresa. Estas expectativas se realizan utilizando, no sólo información contable conocida (pasada y presente), sino también información financiera aún no incluida en los estados contables —fenómeno conocido en la literatura anglosajona como "*accounting recognition lag*" (Easton et al., 2000; Kothari, 2001)—. Defendemos pues que las dos medidas apuntadas son superiores a cualquier otra variable discriminatoria basada exclusivamente en información contable actual. No obstante, y siguiendo la metodología propuesta por Joos y Plesko (2005), hemos considerado oportuno realizar un análisis adicional basándonos en una medida que recoge, a partir de datos contables conocidos, el grado de persistencia que los inversores asignan a las pérdidas del período. Al igual que Joos y Plesko (2005), calculamos la probabilidad ex ante que los inversores asignan a la posibilidad de revertir de las pérdidas en el periodo siguiente. Para tal fin, se estima un modelo logit de reversión de pérdidas basado en factores relacionados con la actividad de la empresa:

$$y_{t+1} = X_t \beta + \varepsilon_{t+1} \quad 5$$

---

16 El test de Wald ( $F=21.44$ ) revela que la suma de los dos coeficientes, con su signo correspondiente (0.29 y -0.18), es significativamente distinta de cero.

**Tabla 5**  
**Estimación de los modelos [1], [2] y [3] para empresas con pérdidas**  
**dependiendo del valor de la *Q* de Tobin**

$P_{it}$ : Precio de las acciones de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$ ;  $E_{it}$ : Beneficio antes de partidas extraordinarias y especiales de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $BV_{it}$ : Valor contable de los fondos propios de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $TA_{it}$ : Total activo de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $TD_{it}$ : Deuda por acción de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  ( $TD_{it} = TA_{it} - BV_{it}$ );  $N$ : número de observaciones;  $R^2_{aj}$ :  $R^2$  ajustado. La  $Q$  de Tobin se calcula como el cociente:  $(MVE + PS + DEBT)/TA$ , donde  $MVE$  = Precio de las acciones de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  \* Número de acciones ordinarias;  $PS$  = Valor contable de las acciones preferentes de la empresa;  $DEBT$  = Pasivo Circulante – Activo Circulante + Deuda a Largo Plazo; y  $TA_{it}$ : Total activo de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$ . Se sigue la metodología propuesta por Easton y Sommers (2003) para el control del “efecto escala”.

Modelo [1]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \varepsilon_{it}$

Modelo [2]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 BV_{it} + \varepsilon_{it}$

Modelo [3]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 TA_{it} + \alpha_3 TD_{it} + \varepsilon_{it}$

Panel A:  $Q$  de Tobin < 1

	Constante	E	BV	TA	TD	N	R <sup>2</sup> aj
<b>Modelo [1]</b>	0.43***	-0.17**	-	-	-	74	0.03
<b>Modelo [2]</b>	0.10**	-0.06	0.53***	-	-	74	0.74
<b>Modelo [3]</b>	0.11**	-0.01	-	0.55***	-0.56***	74	0.73

\*Significativo al 10% \*\*Significativo al 5% \*\*\*Significativo al 1%

Panel B:  $Q$  de Tobin > 1

	Constante	E	BV	TA	TD	N	R <sup>2</sup> aj
<b>Modelo [1]</b>	0.29***	-0.30***	-	-	-	85	0.08
<b>Modelo [2]</b>	0.28***	-0.32***	0.22***	-	-	85	0.15
<b>Modelo [3]</b>	0.19***	0.13	-	0.29***	-0.18**	85	0.32

\*Significativo al 10% \*\*Significativo al 5% \*\*\*Significativo al 1%

donde  $y_{t+1}$  es una variable dicotómica que toma el valor de uno si la empresa revierte la pérdida en el período siguiente, y cero en caso contrario;  $X_t$  representa los factores relacionados con la actividad de la empresa; y  $\varepsilon_{t+1}$  es el término de error.

Siguiendo a Joos y Plesko (2005), hemos considerado el siguiente conjunto de variables para la ecuación anterior: (1) la rentabilidad económica (ROA) del período, calculada como el cociente entre el beneficio antes de intereses e impuestos y total activo de la empresa, esperando que a

---

mayores valores de ROA (rentabilidades menos negativas) mayor será la probabilidad de reversión; (2) el tamaño de la empresa (SIZE), aproximado por el logaritmo del valor de mercado, esperando una relación positiva entre tamaño y reversión consistente con el hecho de que las empresas grandes gozan de una posición financiera más fuerte que las pequeñas y, por lo tanto, una mayor probabilidad de reversión; (3) el porcentaje de crecimiento de las ventas (SALES\_GROWTH), esperando una relación positiva entre esta variable, que indica el buen posicionamiento de la empresa en el mercado, y la probabilidad de reversión; (4) una variable dicotómica (PAST\_LOSS) que toma un valor de uno si la empresa ha arrojado pérdidas en el período anterior, y en cero en caso contrario, esperando que el hecho de haber arrojado también pérdidas en el período anterior afecte negativamente a la probabilidad de revertir las pérdidas actuales; (5) una variable dicotómica (DIV\_PAY) que toma el valor de uno si la empresa opta por repartir dividendos, y cero en caso contrario, esperando una relación positiva ya que el pago de dividendos actuaría como señal de una pronta recuperación (Joos y Plesko, 2004); (6) una variable dicotómica (DIV\_STOP) que toma el valor de uno si la empresa decide paralizar el reparto de dividendos, y cero en caso contrario, esperando una relación negativa ya que la paralización en el pago constituiría una señal negativa (Healy y Palepu, 1986; DeAngelo et al., 1992); y, por último, (7) una variable dicotómica (BUSS\_CYCLE) que toma el valor de uno si nos encontramos en la fase expansiva del ciclo económico (1995-2004), y cero si nos encontramos en la fase recesiva (1991-1994)<sup>17</sup>, esperando una relación positiva entre la probabilidad de reversión y un entorno económico favorable.

La tabla 6 muestra los coeficientes estimados a partir del modelo [5]. El signo de todos los coeficientes coincide con el esperado, siendo significativos los coeficientes asociados a las variables ROA (4.507, *p*-valor = 0.045), SIZE (0.334, *p*-valor = 0.047), SALES\_GROWTH (1.523, *p*-valor = 0.009) y PAST\_LOSS (-0.809, *p*-valor = 0.048). Estimados los coeficientes, y aplicados a la muestra, se obtiene el valor predicho para cada observación. A través de este valor predicho se calcula la probabilidad de que una observación revierta o no sus pérdidas en el período siguiente condicionada al valor actual de los factores elegidos. Utilizando estas probabilidades distinguimos dos grupos de empresas con pérdidas: empresas con alta probabilidad de reversión (por encima de la mediana de la distribución de probabilidades) y empresas con baja probabilidad de reversión (por debajo de la mediana).

En la tabla 7 se presentan los resultados que se derivan de la estimación de los modelos 1, 2 y 3 dependiendo de la probabilidad ex ante de que la pérdida revierta o no. Los resultados, en la línea de los anteriores, constatan la capacidad de los fondos propios para eliminar el signo negativo asociado al resultado cuando la probabilidad de reversión es baja ( $\alpha_1 = -0.14$ , no significativamente distinto de cero; *t*-stat = -1.49), siendo necesaria la inclusión del activo y la deuda, en detrimento de los fondos propios, cuando la probabilidad de reversión es alta ( $\alpha_1 = -1.26$ , significativo al 1%, cuando incluimos los fondos propios vs.  $\alpha_1 = -0.26$ , no significativamente distinto de cero, cuando incorporamos el activo y la deuda). En este último caso, se observa también un incremento en la capacidad explicativa del modelo cuando sustituimos la variable fondos propios por el total activo y la deuda ( $R^2_{aj} = 61\%$  vs.  $R^2_{aj} = 56\%$ ). Se respaldaría nuevamente la hipótesis de que ante un escenario optimista —en este caso, una alta probabilidad de reversión de las pérdidas— el mercado valora a la empresa según su valor de continuidad y no a su valor de liquidación.

<sup>17</sup> Esta variable dicotómica se incluyó siguiendo las indicaciones de un evaluador anónimo, que alertaba de la coexistencia en el horizonte temporal elegido de un período de crisis económica, en la que las empresas acumularon abultadas pérdidas, y un período de estabilidad y crecimiento.

**Tabla 6**  
**Estimación de un modelo logit de reversión de pérdidas**

La tabla presenta los resultados de la estimación de un modelo logit donde la variable dependiente toma el valor de uno si la empresa consigue revertir sus pérdidas en el período siguiente, y cero en caso contrario. Como variables explicativas las siguientes: ROA es la rentabilidad económica del período definida como el cociente entre el beneficio antes de impuestos e intereses ("EBIT" en la base de Compustat Global Vantage) y el total activo a comienzo del ejercicio; SIZE es el logaritmo de las ventas; SALES\_GROWTH representa el porcentaje de crecimiento de las ventas; PAST\_LOSS es una variable dicotómica que toma el valor de uno si la empresa también ha arrojado pérdidas en el período anterior, y cero en caso contrario; DIV\_DUM es una variable dicotómica que toma el valor de uno si la empresa ha repartido dividendos en el período actual, y cero en caso contrario; DIV\_STOP es una variable dicotómica que toma el valor de uno si la empresa ha dejado de repartir dividendos respecto al período anterior, y cero en caso contrario. BUSS\_CYCLE es una variable dicotómica que toma el valor de uno si nos encontramos en la fase expansiva del ciclo económico (1995-2004), y cero si nos encontramos en la fase recesiva (1991-1994).

Variable	Signo Esperado	Coefficiente
ROA	+	4.507**
SIZE	+	0.334**
SALES_GROWTH	+	1.523***
PAST_LOSS	-	-0.829**
DIV_DUM	+	0.540
DIV_STOP	-	-0.188
BUSS_CYCLE	+	0.314

\*Significativo al 10% \*\*Significativo al 5% \*\*\*Significativo al 1%

Número de Observaciones: 113  
*p-valor* del Estadístico LR: 0.003  
 % Predicciones Correctas: 69.03%

Dada la discrecionalidad de los ajustes por devengo, cabe la posibilidad de que el mercado opte por el flujo de caja, en detrimento del beneficio contable, como una medida más fiable de la capacidad de la empresa para generar rentas (Dechow, 1994). Basándonos en este argumento, consideramos oportuno mostrar los resultados que se obtienen si discriminamos dentro de las empresas con pérdidas aquellas que arrojan un flujo de caja positivo de aquellas cuyo flujo de caja ha sido negativo. Si el mercado asume como válido el "principio de caja", en detrimento del "principio de devengo", los inversores otorgarán un mayor respaldo a las empresas que, aún mostrando una pérdida contable, han generado un flujo de caja positivo, en comparación con aquellas cuyo flujo de caja ha sido negativo.

**Tabla 7**  
**Estimación de los modelos [1], [2] y [3] para empresas con pérdidas según su probabilidad de reversión**

$P_{it}$ : Precio de las acciones de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$ ;  $E_{it}$ : Beneficio antes de partidas extraordinarias y especiales de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $BV_{it}$ : Valor contable de los fondos propios de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $TA_{it}$ : Total activo de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $TD_{it}$ : Deuda por acción de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  ( $TD_{it} = TA_{it} - BV_{it}$ );  $N$ : número de observaciones;  $R^2_{aj}$ :  $R^2$  ajustado. Se sigue la metodología propuesta por Easton y Sommers (2003) para el control del “efecto escala”. La distribución de la probabilidad de reversión se calcula siguiendo el trabajo de Joos y Plesko (2005).

Modelo [1]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \varepsilon_{it}$

Modelo [2]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 BV_{it} + \varepsilon_{it}$

Modelo [3]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 TA_{it} + \alpha_3 TD_{it} + \varepsilon_{it}$

*Panel A: Baja probabilidad de reversión<sup>(a)</sup>*

	Constante	E	BV	TA	TD	N	R <sup>2</sup> aj
<b>Modelo [1]</b>	0.31***	-0.19**	-	-	-	57	0.08
<b>Modelo [2]</b>	0.28***	-0.14	0.23**	-	-	57	0.22
<b>Modelo [3]</b>	0.22***	0.08	-	0.23***	-0.17**	57	0.23

\*Significativo al 10% \*\*Significativo al 5% \*\*\*Significativo al 1%

*Panel B: Elevada probabilidad de reversión<sup>(b)</sup>*

	Constante	E	BV	TA	TD	N	R <sup>2</sup> aj
<b>Modelo [1]</b>	0.43***	-1.80***	-	-	-	56	0.15
<b>Modelo [2]</b>	0.21***	-1.26***	0.49***	-	-	56	0.56
<b>Modelo [3]</b>	0.19**	-0.26	-	0.45***	-0.38***	56	0.61

\*Significativo al 10% \*\*Significativo al 5% \*\*\*Significativo al 1%

<sup>(a), (b)</sup> Definimos dos submuestras basadas en la distribución de las probabilidades de reversión ( $n=113$ ). Se otorga una baja probabilidad de reversión a aquellas observaciones cuya probabilidad de reversión es inferior a la mediana, y una baja probabilidad en caso contrario. Las probabilidades se obtienen a partir de la estimación del modelo logit descrito en la tabla 6.

Los resultados obtenidos, en concordancia con los anteriores, aparecen en la tabla 8. La inclusión de los fondos propios en el modelo no consigue eliminar el signo negativo del coeficiente del resultado cuando consideramos aquellas empresas con un flujo de caja positivo (-0.25, significativo al 5%). Sin embargo, cuando consideramos el total activo y la deuda en detrimento de los fondos propios el signo negativo sí desaparece (0.27, no significativamente distinto de cero). La incorporación de estas dos variables produce, además, un incremento

**Tabla 8**  
**Estimación de los modelos [1], [2] y [3] para empresas con pérdidas en función del signo del flujo de caja**

$P_{it}$ : Precio de las acciones de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$ ;  $E_{it}$ : Beneficio antes de partidas extraordinarias y especiales de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $BV_{it}$ : Valor contable de los fondos propios de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $TA_{it}$ : Total activo de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  (por acción);  $TD_{it}$ : Deuda por acción de la empresa  $i$  al cierre del ejercicio fiscal  $t$  ( $TD_{it} = TA_{it} - BV_{it}$ );  $N$ : número de observaciones;  $R^2_{aj}$ :  $R^2$  ajustado. Se sigue la metodología propuesta por Easton y Sommers (2003) para el control del “efecto escala”.

Modelo [1]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \varepsilon_{it}$

Modelo [2]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 BV_{it} + \varepsilon_{it}$

Modelo [3]:  $P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 TA_{it} + \alpha_3 TD_{it} + \varepsilon_{it}$

*Panel A: Flujo de caja < 0*

	Constante	E	BV	TA	TD	N	R <sup>2</sup> <sub>aj</sub>
<b>Modelo [1]</b>	0.40***	-0.17	-	-	-	61	0.03
<b>Modelo [2]</b>	0.33***	-0.16	0.25***	-	-	61	0.23
<b>Modelo [3]</b>	0.29***	0.12	-	0.24***	-0.16**	61	0.27

\*Significativo al 10% \*\*Significativo al 5% \*\*\*Significativo al 1%

*Panel B: Flujo de caja > 0*

	Constante	E	BV	TA	TD	N	R <sup>2</sup> <sub>aj</sub>
<b>Modelo [1]</b>	0.29***	-0.28**	-	-	-	69	0.04
<b>Modelo [2]</b>	0.20***	-0.25**	0.36***	-	-	69	0.31
<b>Modelo [3]</b>	0.12**	0.27	-	0.30***	-0.21***	69	0.41

\*Significativo al 10% \*\*Significativo al 5% \*\*\*Significativo al 1%

significativo en la capacidad explicativa del modelo ( $R^2_{aj}=41\%$  vs.  $R^2_{aj}=31\%$ ). Por otro lado, existe una diferencia significativa entre el coeficiente del total activo y coeficiente de la deuda en valor absoluto (el test de Wald rechaza  $\alpha_2 + \alpha_3 = 0$ ;  $F=21.64$ ).

## 7. RESUMEN Y CONCLUSIONES

Partiendo de una muestra de empresas negociadas en el mercado de capitales español durante el período 1991-2004, este trabajo examina la relevancia valorativa de las pérdidas tomando como referencia teórica una extensión del modelo de Zhang (2000).



---

La reciente propuesta de Zhang (2000) confiere el marco teórico adecuado para afrontar una discusión rigurosa en torno a esta cuestión. La evidencia empírica previa no argumenta por lo general 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 negativo, que puede explicarse con el modelo teórico de Zhang.

Sin embargo, el modelo de Zhang 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. En el presente trabajo se plantea 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 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.

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. Collins et al. (1999) abogan por la inclusión del valor contable de los fondos propios como variable explicativa adicional para erradicar ese signo negativo anómalo. Sin embargo, la evidencia que encontramos en el mercado español es contraria a la ofrecida por Collins et al. (1999) y Barth et al. (1998) para el mercado americano, puesto que la incorporación de los fondos propios al modelo no consigue erradicar ese signo negativo. No obstante, nuestros resultados sí estarían en consonancia con los obtenidos por Easton y Sommers (2003), quienes evidencian un signo negativo en el coeficiente de asociación de resultado aún introduciendo los fondos propios como variable explicativa adicional.

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. Sin embargo, y a diferencia de Collins et al. (1999), que abogan por los fondos propios como única variable omitida, consideramos que la variable relevante omitida difiere según el tipo de empresa con pérdidas que consideremos. 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 empresas con pérdidas que ya no merecen la confianza del mercado. Los resultados contradictorios obtenidos para el mercado estadounidense (Easton y Sommers, 2003 vs. Collins et al., 1999 y Barth et al., 1998) podrían deberse a diferencias en el horizonte temporal estudiado o en la composición de la muestra, ya estas diferencias pueden acarrear alteraciones significativas en la proporción de empresas que reciben el respaldo del mercado.

En la línea del argumento teórico expuesto, encontramos que: (1) si consideramos el total de las empresas con pérdidas, la estimación de un modelo de precios univariante, en el que el beneficio figura como única variable independiente, arroja un coeficiente de asociación negativo; (2) la incorporación de los fondos propios como variable explicativa adicional no consigue erradicar el signo negativo del coeficiente de asociación del resultado; (3) cuando consideramos sólo aquellas empresas con pérdidas que no parecen recibir ya el respaldo del mercado, entonces, la incorporación de los fondos propios, actuando como subrogado del valor de liquidación de la empresa, sí consigue erradicar el signo negativo apuntado; y (4) cuando consideramos sólo aquellas que sí parecen merecer la confianza del mercado, la inclusión de los fondos propios no consigue eliminar el signo negativo del resultado, mientras que si incorporamos el total activo y la deuda de la empresa (subrogados del valor de continuidad) como variables explicativas en detrimento de los fondos propios, el signo negativo sí desaparece y la capacidad explicativa del modelo aumenta de forma significativa.

Los resultados obtenidos son robustos a distintas alternativas consideradas para la medición del respaldo por parte de los inversores. En total se han empleado cuatro medidas: las dos primeras, basadas en la información recogida en los precios de mercado: el ratio *market-to-book* y la Q de Tobin; una tercera, basada en la probabilidad ex ante de que la pérdida revierta o no siguiendo la metodología propuesta por Joos y Plesko (2004) e incorporando en el cálculo de esa probabilidad el hecho de que nos encontremos en una fase recesiva o expansiva del ciclo económico; y una cuarta, basada en el signo del flujo de caja, asumiendo que el mercado acepte como válido el "principio de caja" en detrimento del "principio del devengo".

En cuanto a otras 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 y seguir analizando la relación entre información contable y precio tanto desde una perspectiva de modelización como de comparabilidad internacional. Además, la posibilidad de contar en el futuro con una muestra donde el horizonte temporal sea más amplio permitirá contrastar hipótesis adicionales no consideradas en este trabajo (como, por ejemplo, la reversión de pérdidas provocadas exclusivamente por partidas de carácter especial o extraordinario<sup>18</sup>, análisis directo de una muestra de empresas quebradas, etc...).

## 8. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ball, R. y P. Brown, 1968. "An empirical evaluation of accounting income numbers", *Journal of Accounting Research* 6, 159-178.
- Ball, R., Kothari, S. P., y A. Robin, 1997. "The effect of institutional factors on properties of accounting earnings: International evidence" *Journal of Accounting & Economics* 29, 1-51.
- Barth, M., Beaver, W. 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.
- 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

18 Sugerencia aportada por un evaluador anónimo.

- 
- Beaver, W., 2002. "Perspectives on recent capital market research", *The Accounting Review* 77, 453-474.
  - Beaver, W., Lambert, R. y D. Morse, 1980. "The information content of security prices", *Journal of Accounting & Economics* 2, 3-28.
  - Berger, P., Ofek, E., y I. Swary, 1996. "Investors valuation of the abandonment option", *Journal of Financial Economics* 42, 257-287.
  - Biddle, G. C. y G. S. Seow, 1991. "The estimation and determinants of associations between returns and earnings: evidence from cross-industry comparisons", *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 1, 183-232.
  - Booth, J. R. y D. N. Deli, 1996. "Factors affecting the number of outside directorships held by CEO's", *Journal of Financial Economics* 40, 81-104.
  - Burgstahler, D. y I. Dichev, 1997. "Earnings, adaptation, and equity value", *The Accounting Review* 72, 187-215.
  - Collins, D.W. y S. P. Kothari, 1989. "An analysis of the intertemporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients", *Journal of Accounting & Economics* 11, 143-181.
  - Collins, D., S. P. Kothari, S. P., Shanken, J., y R. Sloan, 1994, "Lack of timeliness and noise as explanations for the low contemporaneous return-earnings association", *Journal of Accounting and Economics* 18, 289-324.
  - Collins, D.W., Maydew, E.L. y I. Weiss, 1997. "Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years", *Journal of Accounting & Economics* 24, 39-67.
  - Collins, D.W., Pincus, M. y H. Xie, 1999. "Equity valuation and negative earnings: the role of book value of equity", *The Accounting Review* 74, 29-62.
  - Chung, K. H. y Pruitt, S. W., 1994. A simple approximation of Tobin's Q", *Financial Management* 23 (3), 70-74.
  - DeAngelo, H., L. DeAngelo, y D. Skinner, 1992. "Dividends and losses", *Journal of Finance* 47:5, 1837-1863
  - Dechow P. M., 1994. "Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance. The role of accounting accruals", *Journal of Accounting & Economics* 18, 3-42.
  - Durá, J.M. y J.M. López, 1992. "Fundamentos de Estadística", *Ediciones Ariel Economía*.
  - Easton, P., 1999. Security returns and the value relevance of accounting data, *Accounting Horizons* 13,, 399-412.
  - Easton, P., Harris, T., y J. Ohlson, 1992, "Aggregate accounting earnings can explain most of security returns: The case of long return intervals," *Journal of Accounting and Economics* 15, 119-142.
  - Easton, P., P. Shroff, y G. Taylor, 2000. "Permanent and transitory earnings, accounting recording lag, and the earnings coefficients", *Review of Accounting Studies* 5, 281-300
  - Easton, P. y G. Sommers, 2003. "Scale and the scale effect in market-based accounting research", *Journal of Business, Finance & Accounting* 30, 25-56.
  - Easton, P. y M. Zmijewski, 1989. "Cross-sectional variation in the stock market response to accounting earnings announcements", *Journal of Accounting & Economics* 11, 117-141.

- Feltham, G. y J. Ohlson, 1995. "Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities", *Contemporary Accounting Research* 11, 689-731.
- Feltham, G. y J. Ohlson, 1996. "Uncertainty Resolution and the Theory of Depreciation Measurement", *Journal of Accounting Research* 34 (Autumn), 209-34.
- Finkelstein, S. y B. K. Boyd, 1998. "How much does the CEO matter? The role of managerial discretion in the setting of CEO compensation", *Academy of Management Journal* 41 (2), 179-199.
- Freeman, R., 1987. "The association between accounting earnings and security returns for large and small firms" *Journal of Accounting & Economics* 9, 195-228.
- García Ayuso y Rueda, 2002. "Percepciones de los inversores sobre la relevancia valorativa de los cambios y niveles de resultados", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXXI, nº13, pp. 881-904.
- Hayn, C., 1995. "The information content of losses", *Journal of Accounting & Economics* 20, 125-153.
- Healy, P., y K. Palepu, 1998. "Earnings information conveyed by dividends initiations and omissions", *Journal of Financial Economics* 21, 149-175
- Joos, P. R. and Plesko, G. A., 2004. "Costly Dividend Signaling: The Case of Loss Firms with Negative Cash Flows", *MIT Sloan Working Paper* No. 4474-04. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=494742>
- Joos, P. y G. Plesko, 2005. "Valuing loss firms", *The Accounting Review* 80, 847-870.
- Kallapur, S., 1994. "Dividend payout ratios as determinants of earnings response coefficients", *Journal of Accounting & Economics* 17, 359-375.
- Kothari, S. P., y R. Sloan, 1992, "Information in prices about future earnings: Implications for earnings response coefficients", *Journal of Accounting and Economics* 15, 143-171.
- Kothari, S. P., J. Zimmerman, 1995. "Price and Return Models", *Journal of Accounting and Economics*, 20, 155-192
- Lang, L. H. P., Stulz, R. M. y Walkling, R. A., 1989. "Managerial performance, Tobin's Q, and the gains from successful tender offers", *Journal of Financial Economics* 24, 137-154.
- Martikainen, M., 1997. "Accounting losses and earnings response coefficients: the impact of leverage and growth opportunities", *Journal of Business Finance and Accounting* 24 (2), 277-291.
- Martin, K. J., 1996. "The method of payment in corporate acquisitions, investment opportunities, and management ownership", *The Journal of Finance* 51 (4), 1227-1246.
- Ohlson J.A., 1995. "Earnings, book values, and dividends in security valuation", *Contemporary Accounting Research*, 11, 661-688
- Solt, M. E., y M. Statman, 1989. "Good companies, bad stocks", *Journal of Portfolio Management* 15 (4), 33-49.
- Wright, P., Ferris, S. P., Sarin, A. y V. Awasthi, 1996. "Impact of corporate insider, blockholder, and institutional equity ownership on firm risk taking", *Academy of Management Journal*, 39 (2), 441-463.
- Zhang, G., 2000. "Accounting information, capital investment decisions, and equity valuation: Theory and empirical implications", *Journal of Accounting Research* 38, 271-295.