

## MODELOS DE PREVISIÓN DEL FRACASO EMPRESARIAL: ¿FUNCIONA ENTRE NUESTRAS EMPRESAS EL MODELO DE ALTMAN DE 1968?

*(Bankruptcy Prediction Models: Does Altman's 1968 Model Work  
Among Spanish Firms?)*

Fermín Lizarraga Dallo

Profesor Ayudante de la Universidad Pública de Navarra

### RESUMEN

*El modelo discriminante de Altman (1968) ha sido muchas veces propuesto como herramienta válida de predicción en los dos años previos al fracaso de la empresa. Esta supuesta utilidad exige ser contrastada previa aplicación a condiciones geográficas y de información contable distintas a las utilizadas para su estimación. El trabajo que aquí se presenta contrasta el comportamiento del modelo utilizando una muestra de 120 empresas industriales españolas de tamaño medio, tomando como definición de fracaso la solicitud de un procedimiento concursal de suspensión de pagos. Las conclusiones obtenidas tras diferentes fases de reestimación sugieren la no conveniencia de una aplicación directa del modelo, cuyo comportamiento mejora sustancialmente al reducir sus cinco variables a únicamente dos, representativas de la rentabilidad de activos una vez incorporado el efecto de la carga financiera sobre la cifra de resultado y del nivel de endeudamiento calculado a valores contables.*

*Palabras clave: fracaso, quiebra, discriminante, logit, Altman.*

### ABSTRACT

*Altman's 1968 discriminant model has been presented as a useful prediction tool for the two years previous to firm failure. However, this utility must be tested before its application to geographical and accounting information conditions different from the original ones. The main purpose of this study is to analyze the behaviour of the model in a sample of 120 medium-sized industrial Spanish firms, using "suspensión de pagos" as a definition of failure. After a reestimation process we conclude about the non-convenience of a direct application of the model, finding a substantial improvement after reducing the number of variables from five to two, representative of asset profitability (once incorporated the effect of interest charges on net income) and financial leverage.*

*Key words: failure, bankruptcy, discriminant, logit, Altman.*

## 1. INTRODUCCIÓN

Desde finales de la década de los 60 la literatura financiera ha propuesto multitud de modelos estadísticos multivariantes estimados a partir de información contable hecha pública por las empresas con el objetivo de predecir situaciones de fracaso empresarial. Sin ignorar la importante contribución de Beaver(1966) sobre la capacidad de clasificación de los ratios a nivel univariante, puede afirmarse que el primer y más relevante de estos modelos fue desarrollado por el norteamericano E.I.Altman en 1968 haciendo uso de una función discriminante que combinaba linealmente cinco ratios financieros.

La importancia de este trabajo provocó el desarrollo de un buen número estudios en la década de los 70 (Deakin(1972), Blum(1974), etc...) en busca de nuevas combinaciones de variables a incluir en sus funciones, todas ellas estimadas a través del análisis discriminante. Posteriormente, la utilización de técnicas alternativas como el análisis logit (introducido por Ohlson en 1980) o la contrastación de la utilidad de variables tomadas de sistemas contables alternativos al tradicional (flujos de tesorería, ajustes al nivel de precios, etc...), junto con una continua discusión sobre las limitaciones metodológicas de este tipo de estudios, caracterizaron la evolución de una línea de investigación que permanece abierta en la actualidad.

A pesar de los años transcurridos desde su publicación inicial, el modelo de Altman continúa presentándose en textos clásicos de análisis financiero y formando parte de las herramientas contenidas en paquetes informáticos de análisis de crédito comercializados en países como Estados Unidos. En nuestro país, aunque muchas veces mencionado desde un punto de vista teórico, el notable retraso en el proceso de normalización de la información contable y la consecuente ausencia de resultados empíricos que confirmasen la bondad de su comportamiento hicieron que su repercusión práctica fuese muy reducida<sup>1</sup>.

Moyer(1977), en las conclusiones de una particular contrastación del modelo de Altman llevada a cabo con datos correspondientes a un período posterior al utilizado para su estimación, aconsejaba a aquellos que desearan utilizarlo en la práctica que examinasen cuidadosamente su grado de adecuación a los datos particulares sobre los que dicha aplicación fuera a llevarse a cabo. Parece razonable pensar, a tenor de estos consejos, que la utilización por parte de nuestros agentes económicos de un modelo estimado en los EE.UU. a finales de los sesenta, sin una contrastación previa de su capacidad de predicción sobre una muestra de empresas de nuestro país, podría con-

---

<sup>1</sup> Existen, aportaciones empíricas de interés a la literatura sobre predicción de fracaso como las de Laffarga, Martín y Vázquez (1985, 1987), Pina (1989), Gabás (1990) o Serrano y Martín (1993).

ducir a ineficiencias en los procesos de decisión; la importante mejora de calidad experimentada por nuestra información contable tras la adaptación de la legislación mercantil española a la IV Directiva de la CEE anima a una contrastación empírica en este sentido.

El trabajo que aquí se presenta atiende al llamamiento de Moyer, planteando como objetivo principal la contrastación del modelo discriminante de Altman de 1968 sobre una muestra de empresas españolas de tamaño medio pertenecientes a diferentes sectores industriales, tratando así de proporcionar una respuesta al siguiente interrogante muchas veces planteado por los agentes económicos relacionados con la utilización de información contable en nuestro país:

*¿Funciona el modelo de Altman en nuestra población empresarial?*

*¿Sería aconsejable su directa aplicación o por el contrario es conveniente plantear modificaciones de interés?*

## **2. CONSIDERACIONES EN TORNO AL MODELO DE ALTMAN**

El modelo discriminante de Altman de 1968 resultó ser una combinación lineal de las cinco variables siguientes:

$$Z = 0,012X_1 + 0,014X_2 + 0,033X_3 + 0,006X_4 + 0,999X_5$$

X<sub>1</sub>: Capital Circulante / Activo Total

X<sub>2</sub>: Beneficios Retenidos / Activo Total

X<sub>3</sub>: Resultado antes de intereses e impuestos / Activo Total

X<sub>4</sub>: Valor de mercado de los Fondos Propios / Valor contable Deuda

X<sub>5</sub>: Ventas / Activo Total

Estas cinco variables resultaban representativas, según su autor, de factores como la liquidez en el sentido más tradicional del término, la rentabilidad tanto puntual como acumulada, la valoración dada por el mercado a las acciones de la empresa o la rotación de activos. Una simple calculadora de bolsillo y quince minutos de tiempo serían suficientes para, utilizando un balance de situación, una cuenta de resultados y un valor de cotización, aplicar el modelo conociendo así la situación de riesgo de una empresa, tras la comparación de la puntuación Z obtenida con unos valores de referencia en su día establecidos por el propio autor.

La aparente simplicidad derivada de su aplicación ha provocado con el paso de los años diversidad de comentarios positivos así como de importantes críticas. Aceptar directamente el modelo de Altman presupone, por un lado, aceptar sus cinco variables

así como la estabilidad temporal de unos coeficientes estimados hace casi tres décadas y por otro, aceptar el punto de corte propuesto por el autor para la clasificación, establecido tras analizar el comportamiento de las mismas empresas que sirvieron para su estimación inicial. Ambos aspectos, ampliamente discutibles, pueden dar origen a problemas metodológicos de consideración<sup>2</sup>.

Resumimos a continuación algunos de los principales factores que, a nuestro entender, deberían tenerse presentes de cara a una posible aplicación del modelo en el análisis de riesgo de una empresa española.

## **2.1. Modelo estimado sobre una muestra de empresa industrial tamaño medio y con cotización**

### **2.1.1. Empresa industrial**

Su aplicación puede resultar engañosa en sectores con alta rotación de activos (empresas de distribución especialmente) e incluso entre sectores específicos dentro del ámbito industrial. Ello se debe a la desmesurada influencia a veces ejercida por el quinto de los sumandos ( $0,999 \times X_5$ ), donde  $X_5 = \text{"Rotación de Activo Total"}^3$ . Aunque, como aclara Altman(1970, p.1172), a la hora de aplicar el modelo los cuatro primeros ratios deben expresarse en porcentajes absolutos mientras que el quinto lo debe hacer en decimales, en aquellos sectores en que las cifras de ventas superen a las del total de activos, el peso de este último componente puede convertir en irrelevante cualquier información relativa a aspectos fundamentales a la hora de definir situaciones de riesgo como la capacidad de los activos para generar ganancias o la posición de endeudamiento, reflejados en otras variables. Valgan como referencia los siguientes ejemplos:

- 1) La primera de las empresas fracasadas de la muestra utilizada en nuestra aplicación empírica, perteneciente al sector textil, solicitaba la apertura del pro-

---

<sup>2</sup> Altman utilizó la puntuación  $Z = 2,67$  como punto de corte tras un proceso de prueba y error. Recientemente, autores como Palepu (1986) han criticado esta forma altruista de establecer puntos de corte para la predicción por ignorar aspectos como las probabilidades poblacionales de los grupos de empresas sanas y fracasadas o los costes de los diferentes tipos de error en el entorno de aplicación de los modelos.

<sup>3</sup> En un estudio sectorial realizado sobre una muestra de empresas de la Comunidad Foral de Navarra para el período 1991-1994 se encontró que, como ejemplo, y en valores medios, sectores como los de confección y pelotería o material electrónico, con indicadores básicos de rentabilidad y endeudamiento claramente deteriorados, mostraban altos valores en la puntuación Z debido casi exclusivamente a su elevado índice de rotación. Puede consultarse a este respecto Robleda, 1996.

cedimiento de suspensión de pagos en febrero de 1993. Los valores de los cinco ratios para el año 1991, considerado como primero anterior al fracaso eran los siguientes:

$$\begin{aligned}X_1 &= \text{Capital Circulante/Activo Total} = -0,06 \text{ (-6\%)} \\X_2 &= \text{Beneficios Retenidos/Activo Total} = 0,21 \text{ (21\%)} \\X_3 &= \text{RAIT/Activo Total} = -0,01 \text{ (-1\%)} \\X_4 &= \text{Fondos Propios/Deuda Total} = 0,54 \text{ (54\%)} \\X_5 &= \text{Ventas/Activo Total} = 2,19\end{aligned}$$

De esta forma la aplicación del modelo quedaba de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}Z &= 0,012 \times (-6) + 0,014 \times 21 + 0,033 \times (-1) + 0,006 \times 54 + 0,999 \times 2,19 = \\&= -0,072 + 0,294 - 0,033 + 0,324 + 2,187 = 2,7\end{aligned}$$

La puntuación  $Z = 2,7 (> 2,67)$  clasificaba como no fracasada, trece meses antes de su suspensión de pagos, a una empresa cuya rentabilidad se mostraba negativa incluso antes de considerar los intereses de una deuda que suponía casi dos terceras partes de su estructura financiera y que a tenor del signo negativo presentado por la magnitud capital circulante parecía quedar centralizada en su mayor parte en el corto plazo.

2) La empresa número 49 del listado de fracasadas, perteneciente al sector de construcciones mecánicas solicitaba la apertura del procedimiento de suspensión de pagos en diciembre de 1993. Los valores de los cinco ratios para el año 1992, considerado como primero anterior al fracaso eran los siguientes:

$$\begin{aligned}X_1 &= \text{Capital Circulante/Activo Total} = 0,3 \text{ (30\%)} \\X_2 &= \text{Beneficios Retenidos/Activo Total} = 0,06 \text{ (6\%)} \\X_3 &= \text{RAIT/Activo Total} = -0,03 \text{ (3\%)} \\X_4 &= \text{Fondos Propios/Deuda Total} = 0,34 \text{ (34\%)} \\X_5 &= \text{Ventas/Activo Total} = 3,05\end{aligned}$$

por lo tanto,

$$\begin{aligned}Z &= 0,012 \times 30 + 0,014 \times 6 + 0,033 \times 3 + 0,006 \times 34 + 0,999 \times 3,05 = \\&= 0,36 + 0,084 - 0,099 + 0,204 + 3,04 = 3,5\end{aligned}$$

La puntuación  $Z = 3,5 (> 2,67)$  volvía a clasificar como claramente no fracasada, once meses antes de su suspensión de pagos, a una empresa con rentabilidad nega-

tiva antes de considerar la carga financiera de una deuda que suponía un 75% de su estructura financiera y cuyos beneficios retenidos (Reservas) suponían un pobre 6% del total de sus activos.

### 2.1.2. Tamaño medio

Altman decidió eliminar de su estudio tanto empresas pequeñas como aquellas de gran dimensión. Según este autor la incidencia del fracaso en la gran empresa era muy rara, mientras que la ausencia de una información contable completa impedía una mayor representación de la pequeña empresa.

### 2.1.3. Cotización

La cuarta de sus variables incluye en su numerador el valor de mercado de los Fondos Propios. En ocasiones Altman se ha pronunciado sobre la posibilidad de utilizar valores contables en el numerador de dicha variable como forma de ampliar el ámbito de aplicación del modelo a empresas sin acceso a mercados con cotización. No obstante, en las últimas ediciones de su libro "*Corporate Financial Distress and Bankruptcy*" (1993) y ante la presión ejercida por parte de agentes económicos relacionados con este tipo de empresas, el autor presenta una completa reestimación de los coeficientes del modelo previa modificación del numerador de la cuarta variable (Fondos Propios) trasladado a valores contables. En este mismo texto, puede incluso encontrarse una nueva reestimación previa eliminación de la quinta variable, reestimación aparentemente justificada por la finalidad de extender su ámbito a todo tipo de sectores<sup>4</sup>.

## 2.2. Modelo estimado únicamente con análisis discriminante

Altman ignora técnicas tan empleadas con posterioridad como el análisis de regresión logística. Esta técnica ha sido defendida en los últimos años por su superioridad teórica y mayor transparencia para determinar la importancia de cada una de las variables en el entorno del modelo. El análisis logit proporciona asimismo una probabilidad de fracaso para cada empresa, limitando los resultados de la función al intervalo (0,1), lo que puede resultar de importancia a la hora de resolver determinados problemas metodológicos en las pruebas de validación.

---

<sup>4</sup> Resulta extraña esta actitud de Altman, que contrasta con la insistencia reflejada en 1968 en relación con la importancia de esta quinta variable en el contexto multivariante del modelo; todo ello provocó fuertes discusiones en relación con la forma y capacidad de medir la importancia relativa de las variables por parte del análisis discriminante. Pueden consultarse a este respecto trabajos como los de Joy y Tollefson (1975, 1978), Altman y Eisenbeis (1978) o Scott (1978).

### 2.3. Modelo atemporal

Altman no especifica un momento idóneo para la utilización del modelo en términos de *año anterior al fracaso*. A tenor de los resultados obtenidos, éste pareció quedar validado para los dos años previos al fracaso<sup>5</sup>; sin embargo, resulta difícil pensar en la posibilidad de que un modelo estimado con datos de un momento tan avanzado pueda generalizarse para cualquier fase dentro de un largo proceso de deterioro. A nuestro entender, el análisis de un proceso dinámico como es el del fracaso empresarial debería al menos estimar funciones diferentes en función del año de distancia al fracaso de los datos y no asumir que la situación estimada en el último año puede resultar eficiente en momentos más alejados en el tiempo. En este sentido, Moyer(1978) respondía a una réplica en la que Altman criticaba la realización de reestimaciones independientes para cada año, señalando que un modelo será de utilidad cuando haga posible identificar no sólo si la empresa va a fracasar, sino también cuando lo hará<sup>6</sup>.

Es importante, por último, considerar que, para Altman, la expresión *un año anterior al fracaso* representaba un valor medio de 7,5 meses, lo que, atendiendo al “problema de la temporalidad” planteado por primera vez por Ohlson en 1980, imposibilitaría en muchos casos una auténtica toma de decisiones<sup>7</sup>.

### 2.4. Selección de variables sin un planteamiento teórico previo

Altman no presenta una hipótesis de partida teórica para la selección de sus variables, ni tampoco pruebas estadísticas (el análisis factorial de componentes principales ha venido siendo la técnica más utilizada en este sentido) para la selección de categorías de ratios que garanticen un nivel mínimo de independencia entre sus variables. En algunas ocasiones se ha criticado asimismo la no inclusión en el modelo de variables como “Cash Flow Tradicional/Deuda Total” o “Cash Flow

---

<sup>5</sup> Altman estimó su modelo con datos del último año anterior al fracaso, utilizando posteriormente los parámetros así obtenidos para la clasificación de datos correspondientes a años anteriores. Los porcentajes de acierto disminuían considerablemente a partir del tercer año anterior al fracaso.

<sup>6</sup> Theodossiu (1993) va más allá de la estimación de funciones independientes para cada año. Para evitar la estaticidad de los modelos tradicionales de predicción de fracaso, propone un nuevo modelo que denomina CUSUM, en el que se utiliza un proceso secuencial para detectar cambios en la media de un proceso multivariante de series temporales como forma de predecir la tendencia de una empresa hacia su fracaso. Según este autor, el modelo CUSUM, que podría contemplarse como una extensión dinámica del análisis discriminante, se muestra capaz de detectar el comienzo del proceso de fracaso con un mayor grado de antelación que los modelos tradicionales.

<sup>7</sup> De nada serviría, por ejemplo, que la información contable referida al cierre del ejercicio 1990 nos alertase de que la empresa va a fracasar dentro de los seis primeros meses de 1991 si tal información no pudiera disponerse (como ocurre en muchos casos, especialmente en empresas en crisis) hasta un momento posterior o incluso no llegar a disponerse.

Tradicional/Pasivo circulante” de demostrada alta capacidad de clasificación univariante en estudios alternativos de predicción de fracaso<sup>8</sup>. Tampoco parece que las interpretaciones económicas dadas a sus resultados en relación con las causas del fracaso quedasen excesivamente claras.

## **2.5. Definición de fracaso basada en la solicitud de un procedimiento concursal según la ley norteamericana vigente en el año 1968.**

Keasey y Watson (1991, p.92) reconocen que la mayoría de modelos de predicción de fracaso desarrollados han utilizado procedimientos jurídicos como criterios diferenciadores en su definición de fracaso, por ser considerados acontecimientos legales suficientemente conocidos y, consecuentemente, fechados de una forma objetiva. Este criterio hace conveniente una reflexión en torno a la posible diferencia entre el grado de deterioro de una empresa que acudió a un procedimiento concursal según la ley norteamericana vigente en 1968 y aquello que un agente decisor tenga en mente como concepto de fracaso para su posible aplicación o reestimación del modelo de Altman. Adheriéndonos al comentario de Keasey y Watson, es decir, suponiendo la utilización de un procedimiento concursal español como definición de fracaso, resulta fundamental considerar la situación económico-financiera real en que las empresas españolas acuden a los procedimientos concursales y las posibles diferencias con la situación de las utilizadas por Altman en su estimación, lo que recomendaría nuevamente la no utilización de tales parámetros sin una reestimación previa de la bondad de su comportamiento<sup>9</sup>.

## **2.6. Problemas metodológicos en la selección de la muestra y punto de corte para la clasificación.**

Existen determinados problemas metodológicos en cuanto a la selección de las muestras tenidos en cuenta en los últimos años por autores como Zmijewski (1984), Palepu (1986), etc. en relación con la posibilidad de errores en la estimación que pue-

---

<sup>8</sup> Cash Flow Tradicional entendido como resultado neto corregido por las amortizaciones y provisiones de largo plazo. Posteriormente trabajos como los de Casey y Bartczack (1985) o Gentry, Newbold y Whitford (1985) trataron de medir la utilidad para la predicción de información expresada en auténticos flujos de tesorería (Cash Flow Operativo) observando una inexistencia de utilidad adicional a la proporcionada por variables tomadas a partir del sistema contable tradicional.

<sup>9</sup> Si consideramos una hipotética aplicación del modelo que puede resultar muy común en nuestro país como el análisis de crédito en la banca comercial, pudiendo considerar simplemente la falta de capacidad para pagar las deudas al vencimiento; ambos momentos parece obvio que no tienen por qué coincidir, en cuyo caso la reestimación quedaría doblemente justificada.

dan dar origen a una sobreclasificación de empresas fracasadas. Jones (1987, p.146) plantea el hecho de que el no haber considerado las verdaderas probabilidades poblacionales puede constituir una crítica válida hacia estudios como los de Altman (1968) o Beaver (1966).

Asimismo y como señala Moyer (1977), a pesar de que Altman contrastó la capacidad de clasificación del modelo sobre una muestra de validación diferente de la utilizada para su estimación, la información contable se correspondía con el mismo período de tiempo. Según esto, admitir los porcentajes presentados por Altman como representativos de una "capacidad de predicción" del modelo llevaría a asumir la estabilidad temporal del mismo, lo que según indica Jones (op. cit.) implica que la relación estimada entre las variables dependiente e independientes se mantiene constante en el tiempo, aspecto que, a nuestro entender resulta difícil de asumir.

### **3. APLICACIÓN EMPÍRICA**

A través del análisis empírico se tratará en primer lugar de analizar la capacidad predictiva del modelo de Altman sobre la base de la información contable publicada por una muestra de empresas españolas en los años 1989 a 1992. Posteriormente, y utilizando los datos proporcionados por esta misma muestra, se procederá a la reestimación de sus parámetros, contrastando la posibilidad de que el modelo incluya variables no relevantes o la conveniencia de plantear pequeñas modificaciones en alguna de ellas.

#### **3.1. Base de datos y metodología**

La muestra de empresas utilizada trató de acercarse al máximo a las condiciones de aquella que sirvió para la estimación del modelo en el año 1968. Así, se partió de un listado de 60 empresas fracasadas correspondientes a diferentes sectores, todos ellos de tipo industrial cuyo tamaño, medido en base a su cifra de negocios quedó situado entre un mínimo de 480 y un máximo de 3.000 millones de pts. La utilización de un tamaño medio evitaría trabajar con formatos abreviados de cuentas anuales no auditadas, además de centrar el análisis en empresas de similar dimensión a las utilizadas en su día por Altman. La tabla 1 muestra los diferentes sectores utilizados (identificados según el Código Nacional de Actividades Empresariales), así como el número de empresas fracasadas de la muestra pertenecientes a cada sector.

**Tabla 1**  
**Sectores industriales utilizados en la muestra**

SECTOR	Nº EMPRESAS
Actividades diversas	1
Alimentación	2
Cauchos y neumáticos	1
Confección	6
Construcciones Mecánicas	13
Editorial, imprenta y medios comunicación	1
Madera, corcho y muebles	1
Material de Construcción	2
Material eléctrico	8
Química	9
Siderometalurgia	7
Textil	9
TOTAL	60

La definición de fracaso se hizo basar en la solicitud de un expediente concursal de suspensión de pagos entre principios de 1993 y junio de 1994, período de tiempo caracterizado por una situación de profunda crisis en la economía española, lo que facilitaba la obtención de un número suficiente de observaciones para el estudio. Cada una de las empresas fracasadas fue posteriormente emparejada con una empresa supuestamente sana de su mismo tamaño y sector industrial para lo que se utilizó la publicación *España 30.000* que, editada anualmente por Fomento de la Producción, incluye datos de las 30.000 mayores empresas industriales y de distribución de nuestro país ordenados según C.N.A.E. y cifra de negocios. Posteriormente se acudió a los distintos Registros Mercantiles provinciales para la obtención de los necesarios depósitos de Cuentas Anuales que constituirían la fuente de información contable a utilizar en el análisis. Ante la imposibilidad de trabajar con el total de Registros Mercantiles, el ámbito territorial de la muestra quedó restringido a 10 Registros a los que pertenecían más del 60% del total de empresas que en nuestro país habían suspendido pagos en los años 1993 y 1994.

Considerando lo hasta aquí expuesto como de relativa similitud, a las inevitables diferencias de tomar empresas de un país y condiciones de información contable distintos, así como datos de un período posterior, se unieron las siguientes:

– A diferencia de Altman, ninguna de las empresas seleccionadas tenía acceso a mercado alguno de cotización, razón por la que el numerador de la cuarta variable “Fondos Propios” fue tomado a valores contables en lugar de valores de mercado<sup>10</sup>.

– Las reestimaciones se llevaron a cabo utilizando de forma paralela el análisis discriminante y el análisis logit. Dado que uno de los principales puntos de interés radicaba en comprobar la relevancia de cada una de las variables, el análisis logit, a través de un contraste de hipótesis sobre cada coeficiente, proporciona un nivel de significación que permite una mejor detección de aquellas variables poco relevantes en el contexto del modelo. Se utilizaron procedimientos de estimación directa y por etapas, analizándose previamente las principales características de la distribución estadística de las variables en estudio así como los niveles de correlación entre las mismas<sup>11</sup>. En todos los casos se trabajó con el paquete estadístico SPSS (Statistical Package for Social Sciences).

– Como forma de tener en cuenta el “problema de la temporalidad” planteado por Ohlson (1980, p.110), se exigió que el tiempo mínimo entre la fecha a que iban referidos los últimos estados utilizados y la fecha de fracaso no fuese inferior a 9 meses. Las medidas de tendencia central “media” y “mediana” para dichos períodos fueron en ambos casos de 12 meses, lo que implica que se trabajó con datos contables de una antigüedad media de un año exacto.

Las reestimaciones se llevaron a cabo de forma separada sobre datos de cada uno de los tres años anteriores a la fecha de fracaso marcada para cada emparejamiento, lo que permitiría comprobar la idoneidad o no de considerar un único modelo atemporal o de diferentes modelos en función del año de estimación.

### **3.2. Análisis y resultados**

La contrastación fue desarrollada en las siguientes etapas:

- 3.2.1. Aplicación directa del modelo a los datos de nuestras empresas
- 3.2.2. Reestimación de los coeficientes del modelo
- 3.2.3. Posibilidad de reducción del número de variables
- 3.2.4. Incorporación de la carga financiera en el indicador de rentabilidad

---

<sup>10</sup> Al contrario de lo que ocurre en los EE. UU., los mercados de valores españoles limitan sus puertas a un reducido número de empresas de gran dimensión, lo que imposibilita la utilización de empresas de tamaño medio con información de mercado.

<sup>11</sup> En su reestimación, Moyer (op. cit.) utilizó un procedimiento por etapas basado en la minimización del estadístico Wilks Lambda, llegando a la conclusión de que las variables  $X_4$  y  $X_5$  no sólo no añadían sino que incluso detraían poder explicativo al modelo del Altman, lo que a su entender justificaba su exclusión.

### 3.2.1. Aplicación directa del modelo a datos de nuestras empresas

Como el propio Altman indicaba en 1968, en relación con la aplicación práctica de su modelo, ésta no requeriría de un programa estadístico, siempre que pudiera proporcionarse un punto de corte o valor óptimo Z como referencia en la clasificación.

Tras observar la puntuación Z de las empresas incorrectamente clasificadas, el autor llegó a la conclusión de que aquellas con un valor de Z superior a 2,99 pertenecían de forma clara al grupo de no fracasadas mientras que las que presentaban un valor de Z inferior a 1,81 corresponderían al de fracasadas; las situadas entre ambos valores quedarían asignadas a lo que se denominaba "zona de ignorancia" o "zona gris", en la que la clasificación no resultaba tan clara. Una posterior contrastación de diferentes puntos de corte dentro la mencionada zona de ignorancia llevó al autor a la conclusión de que aquel en que menor número conjunto de errores se producía era el de Z igual a 2,67.

Nuestro primer propósito al contrastar el modelo de Altman fue el de aplicar la función Z sobre cada una de las 120 empresas de la muestra, observando las zonas en que quedaba cada una de ellas en función de los límites en su día propuestos por el autor. De esta forma se obtendrían aquellos porcentajes de acierto proporcionados por una aplicación directa del modelo (sin ningún tipo de modificación) para cada uno de los tres años previos al fracaso. Tales porcentajes, que se presentan en la tabla 2, fueron considerados como una referencia inicial para su comparación con los resultados de reestimaciones posteriores.

**Tabla 2**  
**Resultados de aplicación directa del modelo de Altman**

	FRACASO	SANO	TOTAL
Año 1º ant. fracaso	52(86%)	38(63,3%)	90(75%)
Año 2º ant. fracaso	46(76,6%)	46(76,6%)	92(76,66%)
Año 3º ant. fracaso	35(58,3%)	47(78,3%)	82(68,33%)

$$Z = 0,012X_1 + 0,014X_2 + 0,033X_3 + 0,006X_4 + 0,999X_5$$

$Z > 2,675 \rightarrow$  clasifica como sano

$Z < 2,675 \rightarrow$  clasifica como fracaso

En relación con los datos del primer año anterior al fracaso, el modelo clasificaba correctamente 52 empresas (un 86%) del total de fracasadas, mientras que solamente 38 (un 63%) de las previamente catalogadas como sanas; el porcentaje de acier-

to global resultó ser para ese año de un 75%. Sorprendentemente, su aplicación a los datos del segundo año ofrecían un porcentaje superior (76,6%) con un mayor equilibrio parcial (76,6% también en cada uno de los dos grupos); el porcentaje del tercer año disminuía hasta un 68%.

Estos primeros resultados resultaban un tanto pobres. Centrada la eficiencia en los porcentajes globales de acierto, éstos no parecían excesivamente buenos para provenir de una alternativa multivariante, a tenor de la alta capacidad de acierto de alguno de ellos a nivel univariante<sup>12</sup>.

Los porcentajes globales de acierto obtenidos originariamente por el autor habían sido de un 95% para el primer año y de un 83% para el segundo con los datos de la muestra inicial de estimación y de un 83% con una muestra de validación alternativa compuesta por 91 empresas<sup>13</sup>. Como el propio Altman manifestaba en la presentación de su modelo discriminante, la fuerte disminución en dichos porcentajes hacía que a partir del tercer año éste perdiese gran parte de su fiabilidad.

Algunas de las posibles causas asociadas con estos bajos resultados iniciales podían deberse a aspectos como la inestabilidad temporal de los parámetros y punto de corte propuestos en el modelo original, la inclusión de variables con información redundante (problemas de multicolinealidad) o poco relevante, o quizá incluso a la utilización de valores contables en el numerador de la cuarta variable<sup>14</sup>.

### **3.2.2. Reestimación de los coeficientes del modelo**

La más que justificada necesidad de verificar la adecuación de las condiciones de cada modelo, tanto en relación a sus parámetros como a la relevancia de cada una de sus variables, a poblaciones distintas a aquella en la que se produjo su estimación hizo que nuestro siguiente paso en el estudio del modelo de Altman consistiese en la reestimación de sus coeficientes con los datos de nuestra muestra, utilizando la técnica del análisis discriminante empleada en el trabajo original, así como la del análisis logit, como técnica alternativa que proporcionase una mayor riqueza en la contrastación.

---

<sup>12</sup> A excepción de la variable  $X_5$ , para el resto se obtenían porcentajes de acierto univariante superiores al 70%, en algunos casos hasta para el tercer año.

<sup>13</sup> A pesar de que Altman propone en su artículo la existencia de un mejor comportamiento en términos de clasificación de la muestra de validación con respecto de aquella que sirvió para la estimación del modelo, tal comportamiento iba referido únicamente al grupo de empresas fracasadas.

<sup>14</sup> En este sentido y como ya se comentó con anterioridad, Altman reestimó su modelo tras adaptar esta variable a valores contables, proponiendo nuevos coeficientes y un nuevo punto de corte. (Véase Altman, 1993, p. 202). Aplicados estos nuevos parámetros sobre los datos de la muestra, los porcentajes no superaban el nivel de acierto obtenido en la aplicación del modelo original, lo que en nuestro caso restaba validez a este último argumento.

El *análisis discriminante* estima una combinación lineal de las variables que proporciona una puntuación zeta posteriormente comparada con un punto de corte establecido para la clasificación. En el caso del *análisis logit*, la función estimada es exponencial proporcionando una probabilidad de fracaso para cada observación.

<u>DISCRIMINANTE</u>	<u>LOGIT</u>
$Z_i = a + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_n X_{ni}$	$P(F)_i = \frac{1}{1 + e^{-Y}}$
	siendo: $Y = a + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_n X_{ni}$

donde:

$\beta_j$  ( $j = 1 \dots n$ ): coeficiente estimado para la variable  $j$

$X_{ji}$  ( $j=1, \dots, n$ ): valor de la variable  $j$  en la empresa  $i$

$Z_i$ : puntuación obtenida para la empresa  $i$  (análisis discriminante)

$P(F)_i$ : probabilidad de fracaso para la empresa  $i$  (análisis logit)

Signos positivos en los coeficientes de la función discriminante implican un incremento en la puntuación  $Z$  y consecuentemente una relación negativa con el fracaso; por el contrario, la probabilidad de fracaso obtenida como output en la función logit invierte el razonamiento anterior.

La bondad de las diferentes estimaciones fue valorada a través de:

a) El grado de significatividad global del modelo. Para el caso del análisis discriminante, la significatividad global de las funciones se mide a través del estadístico *Wilks Lambda*, que se distribuye como una Chi-Cuadrado, mientras que en el caso del análisis logit ésta se determina mediante la utilización del *Estadístico de la razón de verosimilitud*, que toma como referencia esa misma distribución.

b) El grado de significatividad de cada una de las variables incluidas en el modelo, medido a través de los *coeficientes estandarizados* en el análisis discriminante<sup>15</sup> y de los niveles de significación proporcionados por el estadístico *Wald* en el análisis logit.

El estadístico *Wald*, utilizado en algunos paquetes estadísticos como SPSS, queda asintóticamente distribuido como una Chi-cuadrado. Su fórmula presenta paralelismo con la del test "t" utilizado sobre los coeficientes de la regresión lineal.

<sup>15</sup> A pesar de que Altman basó sus explicaciones en los valores de los coeficientes estandarizados, existen grandes discusiones sobre la bondad de ésta u otro tipo de alternativas de medición de la importancia relativa de las variables en el análisis discriminante.

c) Los porcentajes de acierto en la clasificación. Como punto de corte se utilizaron los empleados por defecto en el paquete SPSS para el caso de dos grupos con el mismo número de observaciones, es decir,  $Z = 0$  para el análisis discriminante y  $P(F) = 0,5$  para el análisis logit.

El análisis logit presenta superioridad metodológica sobre el análisis discriminante al no exigir el cumplimiento de requisitos en las distribuciones de probabilidad de sus variables independientes tales como la normalidad multivariante y la igualdad en las matrices de covarianzas de los grupos.

En este sentido fueron analizados los estadísticos descriptivos básicos de dichas distribuciones para cada uno de los años en estudio, siendo también aplicado el contraste de Kolmogorov-Smirnov (K-S) bajo la hipótesis nula de normalidad.

La tabla 3 presenta para cada variable-año la media y desviación típica, junto con los coeficientes de asimetría y curtosis y los resultados del contraste K-S. En general, y aunque únicamente en el cuarto ratio el contraste permitía un rechazo significativo a la hipótesis de normalidad para los tres años, la mayoría de ratios presentaban niveles de apuntamiento o asimetría diferentes a los valores característicos de la distribución normal (3 y 0, respectivamente). En general, los cinco ratios analizados presentaban distribuciones leptocúrticas, los tres primeros denotaban existencia de asimetría hacia la izquierda y los dos restantes hacia la derecha. Es interesante asimismo señalar que en general los valores de los coeficientes incrementaban conforme se acercaba el momento del fracaso, lo que hace pensar que el alejamiento de la normalidad en las distribuciones de los ratios no resultaba independiente de la situación económico-financiera de las empresas analizadas.

**Tabla 3**  
**Estadísticos descriptivos de la distribución de las variables**  
**del modelo Altman**

VARIABLE	AÑO	MEDIA	DESV.TÍPICA	CURTOSIS	ASIMETRÍA	TEST K-S	NIVEL SIGN.
X <sub>1</sub> CC/AT	1	0,10	0,35	28,57	-3,47	1,332	0,058
	2	0,13	0,29	12,5	-1,61	0,897	0,397
	3	0,13	0,31	5,57	-0,95	0,978	0,294
X <sub>2</sub> BciosRet. /AT	1	0,19	0,34	25,01	-3,07	1,722	0,005
	2	0,23	0,27	11,26	-6,48	1,105	0,174
	3	0,25	0,26	5,82	-0,97	0,718	0,680
X <sub>3</sub> RAIT/AT	1	0,06	0,11	7,66	-1,48	1,168	0,131
	2	0,08	0,10	6,81	-1,21	1,248	0,089
	3	0,12	0,10	4,9	-0,06	0,876	0,426
X <sub>4</sub> FP/DT	1	0,94	1,38	13,39	2,85	2,811	0,000
	2	0,94	1,16	7,98	2,15	2,453	0,000
	3	0,93	1,00	5,76	1,67	2,104	0,000
X <sub>5</sub> Ventas/AT	1	0,27	0,51	3,48	0,65	0,747	0,632
	2	1,44	0,54	3,34	0,62	0,835	0,488
	3	1,69	0,93	21,19	2,98	1,399	0,040

#### *Reestimación del modelo:*

El proceso de reestimación se dividió en dos etapas: una primera reestimación de coeficientes manteniendo el total de variables iniciales y una segunda en la que se intentó profundizar en la relevancia de cada una de ellas y que se presenta en el apartado 3.2.3.

La reestimación de nuevos parámetros para cada una de las cinco variables del modelo (tablas 4 y 5 para análisis discriminante y logit respectivamente) condujo, como era de esperar, a resultados bastante superiores a los obtenidos utilizando los coeficientes propuestos por Altman.

En ambos casos las funciones obtenidas para el primer año eran altamente significativas presentando unos porcentajes de acierto global del 84,17% y del 81,67%, respectivamente. De esta forma, la búsqueda de nuevos coeficientes adaptados a nuestros datos del primer año anterior al fracaso conducía a notables incrementos en dicho porcentaje. La medición de las contribuciones individuales, a través de los coeficientes estandarizados, indicaba una superioridad de las variables tercera y cuarta de la función discriminante. En el análisis logit, solamente la variable X<sub>3</sub> conseguía ser significativa a un nivel de 0,05.

Los datos del año considerado como segundo anterior al fracaso proporcionaban porcentajes del 79,17% con análisis discriminante y de un 80% con el análisis logit siendo también en los dos casos la tercera variable (rentabilidad de activos antes de intereses e impuestos) la de mayor significación. Los porcentajes de acierto obtenidos para el tercer año disminuían en ambos casos considerablemente.

**Tabla 4**  
**Reestimación de coeficientes del modelo de Altman**  
**Análisis discriminante. Estimación Directa**

VARIABLES		Año 1º	Año 2º	Año 3º
		Coeficiente (Coef.Estandarizado)	Coeficiente (Coef.Estandarizado)	Coeficiente (Coef.Estandarizado)
X <sub>1</sub>	Cap.Circulante/Activo Total	-0,257 (-0,08)	0,469 (0,12)	0,941 (0,262)
X <sub>2</sub>	Benef. Retenidos /Activo Total	1,222 (0,35)	0,952 (0,23)	0,582 (0,136)
X <sub>3</sub>	RAIT / Activo Total	6,148 (0,57)	6,004 (0,55)	3,717 (0,364)
X <sub>4</sub>	Fondos Propios /Deuda Total	0,471 (0,57)	0,506 (0,52)	0,633 (0,561)
X <sub>5</sub>	Ventas/Activo Total	-0,045 (-0,02)	-0,361 (-0,19)	-0,216 (-0,201)
	Constante	-0,928	-0,731	-0,932
	Wilks Lambda del modelo (nivel de significación)	0,6176 0,0000	0,6542 0,0000	0,7087 0,0000
	Porcentaje acierto global	84,17%	79,17%	71,67%

**Tabla 5**  
**Reestimación de coeficientes del modelo de Altman**  
**Análisis LOGIT. Estimación Directa**

VARIABLES		Año 1º ant. fracaso		Año 2º ant. fracaso		Año 3º ant. fracaso	
		B.	N. Sign.	B.	N. Sign.	B.	N. Sign.
X <sub>1</sub>	Cap.Circulante/Activo Total	(Wald) -2,82 (1,59)	0,207	(Wald) -1,65 (0,79)	0,374	(Wald) -2,002 (1,82)	0,177
X <sub>2</sub>	Benef. Retenidos /Activo Total	-4,33 (2,92)	0,087	-2,13 (0,90)	0,343	-0,974 (0,263)	0,608
X <sub>3</sub>	RAIT / Activo Total	-18,22 (12,23)	0,0005	-13,29 (11,28)	0,0008	-8,87 (7,12)	0,007
X <sub>4</sub>	Fondos Propios /Deuda Total	-1,06 (2,06)	0,151	-1,16 (3,75)	0,053	-0,849 (2,77)	0,096
X <sub>5</sub>	Ventas/Activo Total	0,94 (1,54)	0,214	0,81 (2,39)	0,122	0,794 (3,68)	0,054
	Constante	1,87 (3,52)	0,061	1,53 (3,21)	0,073	0,954 (1,72)	0,189
	Estadístico razón verosimilitud (Chi-Cuadrado del modelo)	87,322	0,0000	64,013	0,0000	47,828	0,0000
	Porcentaje acierto global	81,67%		80%		70%	

### 3.2.3. Posibilidad de reducción del número de variables

A pesar de que la reestimación de coeficientes producía una notable mejora sobre los resultados iniciales, especialmente para el primer año, nuestra actitud acerca de considerar las variables del modelo de Altman como las más adecuadas para la predicción fue la de mantener un cierto grado de reserva mental hacia su plena aceptación. Inspirados en los planteamientos de autores como Joy y Tollefson (1975) y Moyer (1977), en relación a que el modelo original de Altman pudiera contener alguna variable inapropiada o poco relevante, decidimos estudiar con más profundidad la posibilidad de reducción de su número sin una pérdida significativa de eficiencia.

Sorprendentes resultaban a nuestro entender los comentarios hechos por el propio Altman en su artículo de presentación del modelo original en 1968, donde se destacaba la gran fuerza que en un contexto multivariante presentaba su variable X<sub>5</sub> "Ventas/Activo Total" a pesar de su contrastada pobreza univariante. Dicha variable

se presentaba entonces como la segunda en importancia atendiendo a su coeficiente estandarizado, e incluso Altman trataba de dar un sentido lógico a esto último amparándose en temas de correlación. Por contra, tanto Joy y Tollefson (1975) como Moyer (1977) rebatían estos argumentos promulgando la irrelevancia de la misma<sup>16</sup>.

Como forma de acceder a una mayor profundización sobre la relevancia de cada una de las cinco variables combinadas en el modelo y, ante las sospechas de problemas de multicolinealidad derivados de la aparición de signos contrarios a los esperados en los coeficientes de algunas de las funciones estimadas con nuestros datos, se decidió observar el grado de correlación existente entre las mismas, contemplando la multicolinealidad como algo más negativo que positivo, a diferencia de lo que parecía proponer Altman<sup>17</sup>.

La tabla 6 presenta los coeficientes de correlación de Pearson para las variables-años en estudio junto con sus respectivos niveles de significación. A tenor del relativo alejamiento a la normalidad mostrado por las variables, fueron calculados asimismo los coeficientes de correlación de Spearman, más apropiados para casos de no normalidad, obteniéndose resultados muy parecidos a los mostrados en la tabla.

**Tabla 6**  
**Matriz de correlaciones entre las variables**  
**del modelo de Altman**

Año 1°	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	X <sub>5</sub>	Año 2°	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	X <sub>5</sub>	Año 3°	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	X <sub>5</sub>
X <sub>1</sub>	1	0,87**	0,47**	0,58**	0,15	X <sub>1</sub>	1	0,84**	0,44**	0,63**	0,16	X <sub>1</sub>	1	0,77**	0,35**	0,65**	0,05
X <sub>2</sub>		1	0,52**	0,61**	0,07	X <sub>2</sub>		1	0,48**	0,65**	0,11	X <sub>2</sub>		1	0,46**	0,67**	-0,07
X <sub>3</sub>			1	0,22*	0,22*	X <sub>3</sub>			1	0,19*	0,24**	X <sub>3</sub>			1	0,21*	0,13
X <sub>4</sub>				1	-0,17	X <sub>4</sub>				1	-0,17	X <sub>4</sub>				1	-0,18*
X <sub>5</sub>					1	X <sub>5</sub>					1	X <sub>5</sub>					1

\* Significativo al 5 por ciento

\*\* Significativo al 1 por ciento

<sup>16</sup> Altman justificaba el coeficiente estandarizado obtenido para la rotación de activos (X<sub>5</sub>), por su alta correlación negativa en el grupo de fracasadas con la variable X<sub>3</sub>, primera en importancia según este mismo criterio. En nuestra muestra de empresas fracasadas, y al contrario de lo que proponía Altman, la correlación entre esta quinta variable y la tercera del modelo resultó muy baja y con signo positivo.

<sup>17</sup> Los coeficientes de las variables X<sub>1</sub> y X<sub>5</sub> aparecían con signos negativos en algunas de las funciones presentadas en la tabla 4, mientras que X<sub>5</sub> lo hacía con signo positivo en las tres funciones logit de la tabla 5. Como señalan Bartley y Boardman (1990, p.62), la existencia de multicolinealidad puede afectar a la estimación de los coeficientes.

Como puede observarse, se daban niveles de correlación altamente significativos entre algunas variables, lo que planteó la conveniencia de llevar a cabo reestimaciones por etapas (versiones stepwise) con cada una de las dos técnicas utilizadas.

Las funciones discriminantes obtenidas por el sistema de etapas para cada uno de los tres años (tabla 7) incluían únicamente las variables  $X_3$  (RAIT/AT) y  $X_4$  (FP/DT), manteniéndose el porcentaje de acierto del modelo total para el primer año, disminuyendo ligeramente para el segundo e incluso incrementándolo en el tercero. Paralelamente, en el análisis logit (tabla 8) se obtenían resultados parecidos destacando la importancia de estas dos variables.

**Tabla 7**  
**Reestimación de coeficientes del modelo de Altman**  
**Análisis discriminante. Estimación por Etapas**

VARIABLES		Año 1°	Año 2°	Año 3°
		Coeficiente (Coef.Estandarizado)	Coeficiente (Coef.Estandarizado)	Coeficiente (Coef.Estandarizado)
X <sub>1</sub>	Cap. Circulante/Activo Total	-	-	-
X <sub>2</sub>	Benef. Retenidos /Activo Total	-	-	-
X <sub>3</sub>	RAIT / Activo Total	7,413 (0,697)	6,941 (0,638)	4,598 (0,451)
X <sub>4</sub>	Fondos Propios /Deuda Total	0,594 (0,724)	0,752 (0,769)	0,967 (0,857)
X <sub>5</sub>	Ventas/Activo Total	-	-	-
	Constante	-0,98	-1,29	-1,46
	Wilks Lambda del modelo (nivel de significación)	0,6313 0,0000	0,6714 0,0000	0,729 0,0000
	Porcentaje acierto global	84,17%	76,67%	73,33%

**Tabla 8**  
**Reestimación de coeficientes del modelo de Altman. Análisis Logit.**  
**Estimación por Etapas**

VARIABLES		Año 1º ant. fracaso		Año 2º ant. fracaso		Año 3º ant. fracaso	
		B. (Wald)	N. Sign.	B. (Wald)	N. Sign.	B. (Wald)	N. Sign.
X <sub>1</sub>	Cap.circulante/Activo total	-	-	-	-	-	-
X <sub>2</sub>	Benef.retenidos /Activo Total	-5,19 (5,046)	0,0247	-	-	-	-
X <sub>3</sub>	RAIT / Activo Total	-15,59 (12,42)	0,0004	-13,17 (13,54)	0,0002	-6,25 (5,87)	0,0150
X <sub>4</sub>	Fondos Propios /Deuda Total	-1,53 (4,87)	0,0273	-2,03 (14,89)	0,0001	-1,60 (16,59)	0,0000
X <sub>5</sub>	Ventas/Activo Total	-	-	-	-	-	-
	Constante	3,015 (23,50)	0,0000	2,64 (23,25)	0,0000	2,04 (18,32)	0,0000
	Estadístico razón verosimilitud (Chi-Cuadrado del modelo)	84,673	0,0000	59,911	0,0000	42,539	0,0000
	Porcentaje acierto global	85,83%		76,67%		72,50%	

Los resultados de las estimaciones por etapas, en los que en ninguna de las seis funciones quedaban incorporadas, nos llevaron a plantear la poca relevancia de las variables X<sub>1</sub> "Capital Circulante/Activo Total" y X<sub>5</sub> "Ventas/Activo Total" en el contexto multivariante del modelo. Estos indicadores, representativos de aspectos como la posición de capital circulante y la rotación de los activos totales, parecían tener, en presencia de otro tipo de características, una pobre utilidad marginal en la clasificación.

En relación con las otras tres variables, un análisis detallado de la naturaleza de las mismas, apoyado por las diferentes matrices de correlación para ellas obtenidas y presentadas en la tabla 6, nos llevó a la siguiente reflexión:

– La variable X<sub>3</sub> "RAIT/Activo Total" era un reflejo de rentabilidad económica u operativa antes de intereses e impuestos.

– La variable X<sub>4</sub> "Fondos Propios/Deuda Total" recogía claramente una posición de endeudamiento.

– La variable X<sub>2</sub> "Beneficios Retenidos/Activo Total", a pesar de ser considerada por Altman como un indicador de rentabilidad acumulada, presentaba problemas

para su catalogación. Atendiendo a las importantes correlaciones que en la tabla 6 presentaba con las otras dos (especialmente con la variable  $X_4$ , en los tres años superior a 0,6) tendió a considerarse como un indicador situado entre posiciones de rentabilidad y endeudamiento, aunque quizá con un mayor acercamiento a esta última. Parecía lógico, a nuestro entender, que aquella empresa que hubiese mantenido un cierto nivel de rentabilidad durante unos años presentase un buena posición en su estructura de endeudamiento. Una observación detallada de estas correlaciones llevó a la conclusión de que la variable  $X_2$  parecía estar recogiendo una combinación de aspectos informativos ya contenidos en las otras dos, por lo que incluso entre estas tres variables pudiera existir una cierta redundancia informativa. Ello se reflejaba en el hecho de que de los seis modelos estimados por etapas (tablas 7 y 8), sóiamente en el modelo logit del primer año quedaba incorporada esta variable.

En resumen, los resultados obtenidos nos llevaron a pensar que la capacidad del modelo se podía mantener con la única inclusión de la tercera y cuarta variables, representativas de la rentabilidad económica y de la posición de endeudamiento, esta última obtenida mediante la comparación de las dos grandes masas patrimoniales de la estructura financiera del balance.

### 3.2.4. Incorporación de la carga financiera en el indicador de rentabilidad

La no consideración de la carga financiera en el cálculo del resultado utilizado por Altman como numerador del ratio  $X_3$  y la observación de la fuerte presión que el peso del endeudamiento estaba ejerciendo sobre los resultados finales de las empresas fracasadas de la muestra, nos llevaron al planteamiento de la siguiente hipótesis:

*La aplicación del modelo de Altman ganará en efectividad si el ratio de rentabilidad incorpora información sobre los intereses de la financiación ajena.*

Para su contrastación se llevó a cabo un sencillo ajuste consistente en la sustitución de la rentabilidad económica inicialmente utilizada por Altman por una nueva *rentabilidad de activos* que incorporase en su numerador información sobre la carga financiera. Dada la importancia de este epígrafe de la cuenta de resultados, no reflejado directamente en ninguno de los indicadores anteriores y, a pesar de provocar un alejamiento conceptual de la *acepción económica* del término rentabilidad, todo apuntaba a que esta sustitución provocaría una mejora en el potencial informativo del modelo. Así, la variable  $X_3$  fue sustituida por una nueva  $X'_3$  que coincidía con la variable "Resultado antes de impuestos/Activo Total"<sup>18</sup>. Tras la modificación se procedió a nuevas reestimaciones por etapas, para las variables:

<sup>18</sup> Llevadas a cabo pruebas de clasificación univariante para la variable  $X_3$  no modificada ("Resultado antes de intereses e impuestos/Activo Total"), ésta última superaba en algunos casos hasta en 10 puntos el porcentaje de acierto de la primera. En ambos casos la consideración o no del contenido del bloque extraordinario de la cuenta de resultados no provocaba en los resultados modificaciones de consideración.

$X_2$  = "Beneficios Retenidos/Activo Total"

$X_3$  = "Resultado antes de impuestos/Activo Total"

$X_4$  = "Fondos Propios/Deuda Total"

Los porcentajes obtenidos incrementaban considerablemente en todos los casos indicando la relevancia de esta nueva información no incorporada previamente en el modelo. Las seis nuevas funciones, todas altamente significativas (tablas 9 y 10), y que nuevamente a excepción del caso del análisis logit para el primer año excluían a la variable  $X_2$ , conseguían porcentajes de acierto de hasta un 90% en el primer año, claramente superiores al 80% en el segundo y rozando dicho nivel en el tercero, es decir, con incrementos en algunos casos de más de cinco puntos respecto a los mejores resultados multivariantes obtenidos con anterioridad. Ello apoyaba la importancia de incorporar el importante efecto de la carga financiera a través del indicador de rentabilidad. Aunque pueda argumentarse que esa información está ya recogida en alguno de los otros dos ratios (especialmente el  $X_4$ ), lo cierto es que de ser así no hubiera producido, a nuestro entender, tal mejoría en los resultados. De esta forma, la sustitución de la rentabilidad antes de intereses por una rentabilidad después de los mismos provocaba un sensible incremento en la capacidad de clasificación del modelo.

**Tabla 9**  
**Resultados incorporación carga financiera en indicador rentabilidad**  
**Análisis discriminante. Estimación por Etapas**

VARIABLES		Año 1º	Año 2º	Año 3º
		Coficiente (Coef.Estandarizado)	Coficiente (Coef.Estandarizado)	Coficiente (Coef.Estandarizado)
$X_2$	Benef.Retenedos /Activo Total	-	-	-
$X_3$	Rdo antes impuestos/Act.total	9,25 (0,805)	8,56 (0,754)	6,91 (0,643)
$X_4$	Fondos Propios /Deuda Total	0,38 (0,465)	0,499 (0,509)	0,68 (0,603)
	Constante	-0,212	-0,59	0,964
	Wilks Lambda del modelo (nivel de significación)	0,553 0,0000	0,612 0,0000	0,676 0,0000
	Porcentaje acierto global	90%	82,50%	78,33%

**Tabla 10**  
**Resultados incorporación carga financiera en indicador rentabilidad**  
**Análisis Logit. Estimación por Etapas**

VARIABLES		Año 1° ant. fracaso		Año 2° ant. fracaso		Año 3° ant. fracaso	
		B. (Wald)	N. Sign.	B. (Wald)	N. Sign.	B. (Wald)	N. Sign.
X <sub>2</sub>	Benef.retenidos/Activo Total	-8,95 (13,38)	0,0003	-	-	-	-
X <sub>3</sub>	Rdo antes impuestos/act.total	-48,37 (19,29)	0,0000	-20,87 (16,18)	0,0001	-14,37 (11,38)	0,0007
X <sub>4</sub>	Fondos Propios /Deuda Total	-	-	-1,31 (7,08)	0,007	-1,12 (9,44)	0,0021
	Constante	1,66 (9,48)	0,002			1,58 (18,04)	0,0000
	Estadístico razón verosimilitud (Chi-Cuadrado del modelo)	109,248	0,0000	70,89	0,0000	53,39	0,0000
	Porcentaje acierto global	90,83%		83,33%		80%	

Como forma de comprobar la redundancia informativa entre estos tres últimos indicadores, se presentan sus matrices de correlación para cada año (tabla 11). Puede observarse como la variable X<sub>2</sub> presenta altos niveles de correlación con las otras dos lo que hace que su información, en presencia de aquellas resulte innecesaria. Ello se ha comprobado en los resultados de las reestimaciones por etapas a partir de las tres variables.

**Tabla 11**  
**Matriz de correlaciones entre las variables X<sub>2</sub>, X<sub>3</sub> y X<sub>4</sub>**

Año 1°	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	Año 2°	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	Año 3°	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>
X <sub>2</sub>	1	0,66**	0,60**	X <sub>2</sub>	1	0,63**	0,65**	X <sub>2</sub>	1	0,67**	0,68**
X <sub>3</sub>		1	0,42**	X <sub>3</sub>		1	0,43**	X <sub>3</sub>		1	0,45**
X <sub>4</sub>			1	X <sub>4</sub>			1	X <sub>4</sub>			1

\* Significativo al 5 por ciento

\*\* Significativo al 1 por ciento

Los resultados de esta última fase del análisis empírico sugieren que la capacidad de clasificación del modelo de Altman podría incrementar sensiblemente en nuestros datos con la presencia de únicamente dos variables:  $X_3'$ , modificada para incorporar en su numerador información sobre el volumen de carga financiera y  $X_4$  expresando como numerador los fondos propios a valores contables.

La tabla 12 resume finalmente los resultados del total de contrastaciones llevadas a cabo en torno al modelo de Altman.

**Tabla 12**  
**Resultados de las pruebas realizadas sobre el modelo de Altman**

<i>Aplicación modelo = 75%</i>		Año 1º antes fracaso		
TIPO DE REESTIMACION	DISCRIM.	VARIABLES INCLUIDAS	LOGIT	VARIABLES INCLUIDAS
Directa modelo total	84,17%**	$X_1$ a $X_5$	81,67%**	$X_1$ a $X_5$
Etapas modelo total	84,17%**	$X_3, X_4$	85,83%**	$X_2, X_3, X_4$
Etapas $X_2, X_3', X_4$	90%**	$X_3', X_4$	90,83%**	$X_2, X_3'$
<i>Aplicación modelo = 76,6%</i>		Año 2º antes fracaso		
TIPO DE REESTIMACION	DISCRIM.	VARIABLES INCLUIDAS	LOGIT	VARIABLES INCLUIDAS
Directa modelo total	79,17%**	$X_1$ a $X_5$	80%**	$X_1$ a $X_5$
Etapas modelo total	76,67%**	$X_3, X_4$	76,67%**	$X_3, X_4$
Etapas $X_2, X_3, X_4$	82,50%**	$X_3, X_4$	83,33%**	$X_3, X_4$
<i>Aplicación modelo = 68,33%</i>		Año 3º antes fracaso		
TIPO DE REESTIMACION	DISCRIM.	VARIABLES INCLUIDAS	LOGIT	VARIABLES INCLUIDAS
Directa modelo total	71,67%**	$X_1$ a $X_5$	70%**	$X_1$ a $X_5$
Etapas modelo total	73,33%**	$X_3, X_4$	72,50%**	$X_3, X_4$
Etapas $X_2, X_3, X_4$	78,33%**	$X_3', X_4$	80%**	$X_3', X_4$

\* Significativo al 5 por ciento

\*\* Significativo al 1 por ciento

*Aplicación modelo: resultados de la aplicación del modelo en base a los parámetros establecidos originariamente por el autor*

$X_1$  = Capital Circulante/Activo Total

$X_2$  = Beneficios Retenidos/Activo Total

$X_3$  = Resultado antes de intereses e impuestos / Activo Total

$X_4$  = Fondos Propios/Deuda Total

$$X_5 = \text{Ventas/Activo Total}$$

$$X_3 = \text{Resultado antes de impuestos/Activo Total}$$

#### 4. CONCLUSIONES

Las principales ideas derivadas de la aplicación del modelo de Altman a los datos de nuestra muestra de empresas podrían resumirse de la siguiente forma:

1. Los parámetros del modelo se muestran sensibles a la utilización de empresas españolas y datos posteriores en el tiempo a los utilizados para su estimación. El modelo incluye un número excesivo de variables que puede hacerle perder eficacia con respecto a una combinación de menos variables pero con un mayor grado de independencia.

2. La capacidad de clasificación del modelo se mantiene tomando únicamente las variables  $X_3$  (Rentabilidad de activos antes de intereses e impuestos) y  $X_4$  (endeudamiento, tomado a valores contables). Si el numerador de la variable  $X_3$  se sustituye por un indicador de resultado después de intereses dicha capacidad incrementa notablemente.

3. A pesar de su independencia respecto al resto de variables, coincidimos en la pobre capacidad univariante de la frecuentemente discutida variable  $X_5$  (Rotación de Activos), pero discrepamos con Altman sobre una supuesta importancia de su contribución en el contexto multivariante del modelo, al menos en lo que a las empresas españolas se refiere.

4. La inclusión de las variables  $X_3$  y  $X_4$ , hace difícil que las variables  $X_1$  "Capital Circulante/Activo Total" y  $X_5$  "Ventas/Activo Total" presenten una utilidad marginal relevante, aunque no se descarta totalmente dicha posibilidad. En cualquier caso, sería necesaria una mayor evidencia para pretender generalizar la afirmación anterior. En relación con la variable  $X_2$  "Beneficios Retenidos/Activo Total", su importante nivel de correlación con las variables  $X_3$  y  $X_4$  la hace en cierta forma innecesaria en presencia de éstas, que ya recogen factores de rentabilidad y endeudamiento.

Las ideas que acabamos de presentar, todas ellas condicionadas a la población de empresas españolas analizada, se asemejan a lo expuesto en 1977 por Moyer, en relación al argumento de que el modelo de Altman pudiera contener información redundante en su aplicación a poblaciones distintas a aquella de la que se derivó su estimación. Sin embargo, y por razones ya expuestas en párrafos anteriores, no hemos alcanzado una coincidencia plena con las variables propuestas en la reducción llevada a cabo por este autor, según la cual el modelo quedaba reducido a sus tres primeras variables.

Los dos grandes aspectos que a nuestro entender llevan el peso en el modelo de Altman son la rentabilidad de activos y la posición de endeudamiento. Con sólo dos variables correctamente elegidas como representativas de esos aspectos, se consigue alcanzar en nuestra muestra niveles de acierto muy superiores a los conseguidos al aplicar directamente el modelo de cinco variables en el que una cierta redundancia informativa parece afectar a los resultados.

La simplificación encontrada en los resultados ha podido venir condicionada por la situación de crisis económica que afectó fuertemente a las empresas de la muestra en los años analizados y por la avanzada situación de deterioro en la que de todos es conocido se encuentran la mayoría de empresas españolas que solicitan un procedimiento concursal. La detección de este tipo de deterioros a uno, dos o incluso tres años vista parece tarea más sencilla en nuestro país que para el caso de las empresas norteamericanas que formaron parte de la muestra original. En este sentido, la incorporación por parte de Altman de alguna variable representativa de la situación macroeconómica hubiera hecho al modelo más generalizable y no tan dependiente de las condiciones específicas tanto de las empresas utilizadas como del momento de su aplicación.

Moyer sugería que la combinación de las tres primeras variables podía constituir una buena explicación del fracaso hasta incluso el tercer año anterior a dicho fracaso. En nuestro estudio, se ha encontrado que una adecuada combinación de las dos variables anteriormente mencionadas mantiene también altos niveles de acierto en el tercer año. En cualquier caso, y haciendo nuestro el reconocimiento final de Moyer, serán necesarias pruebas de validación para contrastar la capacidad predictiva de las nuevas funciones surgidas del proceso de reestimación, para lo que será necesario disponer de una nueva muestra de empresas con datos correspondientes a un período de tiempo posterior.

## 5. BIBLIOGRAFÍA

- ALTMAN, E.I. (1968) : "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Business Failure", *Journal of Finance*, Septiembre, p. 589-609.
- \_\_\_\_\_ (1970): "A Reply to Ratio Analysis and the Prediction of Firm Failure", *Journal of Finance*, Diciembre, p. 1169-1172.
- \_\_\_\_\_ (1993): *Corporate Financial Distress and Bankruptcy*. John Wiley & Sons, New York.
- \_\_\_\_\_ y EISENBEIS, R.A. (1978): "Financial Applications of Discriminant Analysis: A Clarification", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Marzo, p. 185-195
- BARTLEY, J.W. y BOARDMAN, C.M. (1990): "The Relevance of Inflation Adjusted Accounting Data to the Prediction of Corporate Takeovers", *Journal of Business, Finance and Accounting*, Vol.17, nº1, p. 53-72
- BEAVER, W. (1966): "Financial Ratios as Predictors of Failure", *Empirical Research in Accounting: Selected Studies, Supplement of Journal of Accounting Research*, p. 71-111
- BLUM, M. (1974): "Failing Company Discriminant Analysis", *Journal of Accounting Research*, Primavera, p. 1-23.