

DETERMINACIÓN DE LAS CARACTERÍSTICAS DE LOS PROCESOS DE ABSORCIÓN Y QUIEBRA MEDIANTE MODELOS DE ELECCIÓN MÚLTIPLE*

Ana María Gallego y María Ascensión Gómez**

WP-EC 2000-06

Correspondencia a A.M. Gallego: Universidad de Alicante. Dpto. de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing, Campus de San Vicente de Raspeig, Ap. correos 99, E-03080 ALICANTE.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas
Primera Edición Junio 2000
Depósito Legal: V-2088-2000

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

* Agradecemos la ayuda prestada por Juan España en la preparación de los datos. Este trabajo se ha beneficiado de los comentarios de Alfonsa Denia, Domingo García Pérez de Lema, J. Carlos Gómez Sala, Vicente Serra Salvador, así como de las observaciones de un evaluador anónimo. Los errores son de nuestra responsabilidad.

**Universidad de Alicante.

DETERMINACIÓN DE LAS CARACTERÍSTICAS DE LOS PROCESOS DE ABSORCIÓN Y QUIEBRA MEDIANTE MODELOS DE ELECCIÓN MÚLTIPLE.

Ana María Gallego Merino y María Ascensión Gómez Albero

RESUMEN

En los recientes trabajos de predicción de absorción y quiebras se han utilizado frecuentemente los modelos probit y logit. En este artículo se analizan algunas cuestiones metodológicas acerca de la utilización de modelos de elección binaria en este campo de investigación, y se propone una metodología alternativa: el modelo multilogit. También se desarrolla una aproximación para la interpretación y contrastación de los coeficientes del modelo. Dicho método se centra en las derivadas parciales, permitiendo una mejor comprensión de los efectos direccionales de los coeficientes, así como del efecto que los cambios en las variables exógenas ejercen sobre la probabilidad asociada a un grupo. Finalmente, se aplica esta metodología a una muestra de empresas aseguradoras españolas.

PALABRAS CLAVE: Absorción, predicción de quiebras, modelos alternativos a los logit y probit, logit multinomial.

ABSTRACT

Recent studies have extensively used logit or probit models to examine hypothesis on merger motives and corporate bankruptcy. In this paper we analyze some methodological issues of using binary choice models in this framework and it is proposed an alternative methodology: The Multinomial Logit Model. Also, we provide an approach to interpreting and testing model coefficients. The method focuses on partial derivatives providing a better understanding of the directional effects of model coefficients and the effects of changes in the independent variables on the probability of belonging to a group. Finally, we apply this methodology to a sample of Spanish Insurance Firms.

KEYWORDS: Mergers, takeovers, corporate bankruptcy, alternative models in logit or probit, multinomial logit model.

1. INTRODUCCIÓN

Los procesos de absorción y quiebra empresarial son dos fenómenos que por sus indiscutibles implicaciones han despertado un creciente interés, tanto desde la perspectiva financiera como contable, e incluso en el ámbito de la teoría económica.

En ambos casos la construcción de modelos para la predicción de cada una de estas dos situaciones se ha abordado metodológicamente como un problema de clasificación binaria, recurriéndose a los modelos econométricos adecuados. En algunos trabajos se trata de determinar el conjunto de variables exógenas que mejor discriminan entre categorías poblacionales a través de la estimación de un modelo discriminante múltiple (MDA): [Altman [1968] o Stevens [1973]. Más recientemente, cuando la distribución poblacional no satisfacía las hipótesis del MDA, se ha optado por la utilización de modelos de elección binaria mediante indicadores, generalmente logit, probit [Harris *et alt.* 1982 o Palepu, 1986], e incluso algunas especificaciones menos habituales como lomit y burrit [Barniv y McDonald, 1999].

Metodológicamente han de subrayarse en estos estudios dos limitaciones, a nuestro entender fundamentales:

1. Cuando para estimar un modelo de predicción de absorción se diseña una muestra dividida en dos únicas categorías, (absorbidas *versus* absorbentes o absorbidas *versus* no absorbidas) se comete un error de especificación del proceso estocástico, ya que la población formada por todas las empresas no queda cubierta completamente por dicha estratificación. Por ejemplo, una empresa seleccionada al azar no tiene que pertenecer necesariamente al grupo de absorbentes o absorbidas; existen otras alternativas como son la quiebra o no participar en proceso de absorción alguno.
2. Algunos de los postulados que se extraen de los modelos teóricos sobre las causas de la absorción, no pueden ser contrastados sin estimar conjuntamente un modelo de predicción de quiebra y de absorción empresarial. Si la división de la población es absorbida *versus* no absorbida, los coeficientes estimados para el segundo grupo aglutina los efectos marginales correspondientes al grupo de quebradas y al de empresas que no participan en procesos de absorción; impidiendo, por tanto, la identificación concreta de los efectos marginales.

En el presente artículo proponemos la metodología logit multivariante como alternativa a los modelos bivariantes para solucionar los problemas anteriormente enumerados. En ella se considera que la población puede dividirse, de forma exhaustiva, en cuatro grupos: empresas liquidadas, absorbidas, absorbentes, y las que no pueden encuadrarse en ninguno de los anteriores.

Además, se elabora una aproximación para la interpretación y contrastación de los coeficientes del modelo. Dicho método se centra en las derivadas parciales de la probabilidad, permitiendo una mejor comprensión de los efectos direccionales de los coeficientes, así como del efecto que los cambios en las variables exógenas ejercen sobre la probabilidad asociada a cada uno de los grupos. Finalmente, aplicaremos la metodología propuesta para estimar un modelo de predicción de quiebra y absorción a partir de una muestra de empresas perteneciente al Sector Asegurador Español, y tomando como información relevante la situación económico-financiera extraída a partir de los dos últimos balances presentados antes de la liquidación o absorción¹.

La organización del artículo se ha realizado como sigue. En los apartados segundo y tercero se lleva a cabo una revisión de las principales aportaciones teóricas y empíricas en el campo de la predicción de la absorción y de la quiebra. En el cuarto se efectúa una breve descripción del modelo multilogit, así como de algunas cuestiones técnicas que han de tenerse en cuenta a fin de efectuar los contrastes de hipótesis y el análisis de los efectos marginales de las variables exógenas. En la sección quinta se describe la muestra y el conjunto de ratios utilizados para la estimación del modelo en el ámbito del sector asegurador. A continuación, se presentan los resultados obtenidos a fin de elaborar las conclusiones pertinentes, y compararlas con las que aparecen en trabajos previos.

2. CAUSAS TEÓRICAS DE LAS ABSORCIONES Y ESTUDIOS EMPÍRICOS PREVIOS

2.1. Principales teorías explicativas de las absorciones

Los procesos de absorción constituyen unas de las estrategias de crecimiento externo con que cuentan las empresas, las cuales frente al crecimiento interno suponen un ahorro

¹ En las muestras de empresas quebradas y absorbidas suele aparecer el denominado problema del “silencio contable” consistente en que los estados financieros se dan a conocer con posterioridad a la finalización del ejercicio, e incluso no se depositan los correspondientes a uno o dos ejercicios anteriores a que se produzca la quiebra o la absorción.

superior del factor tiempo. Aunque existen abundantes investigaciones sobre las causas que las originan, cabe distinguir esencialmente dos grandes líneas teóricas:

a) *El enfoque de la Teoría neoclásica o maximalista:*

De acuerdo con él, el objetivo final de los acuerdos de absorción es el incremento de la riqueza y rentabilidad de los accionistas mediante la consecución de sinergias positivas, que pueden materializarse en las diferentes áreas de una empresa [Weston *et alt.*,1990; Trautwein,1990; Gaughan, 1996].

b) *El enfoque “gerencial” basado en la Teoría de la Agencia:*

Partiendo de la concepción de la empresa como un conjunto de contratos entre agente y principal, las causas explicativas de la absorción se circunscriben al ámbito de los intereses personales de los directivos. Y así, se consideran, el incremento del prestigio y poder de la alta gerencia o, el ser un medio de defensa frente a una posible OPA.

Dentro de las distintas motivaciones de las fusiones se pueden diferenciar un conjunto de factores originados por el entorno económico y legal (causas externas²) y unas causas internas, cuyo desglose se describe en el cuadro 1:

Cuadro 1. Principales causas internas de la absorción a lo largo de la literatura

CAUSAS	DESCRIPCIÓN	AUTORES
Economías de escala y alcance	Reducción del coste unitario del producto al incrementarse la producción por unidad de tiempo Posibilidad de compartir costes en activos intangibles	Mace y Montgomery [1990] Weston <i>et alt.</i> [1990]
Razones comerciales	Obtención de mayores mercados nacionales o internacionales Reducción de costes o incremento de precios.	McCann y Gilkey [1990] Gaughan [1996]
Razones financieras	Efectos sobre resultados por acción o PER(precio/beneficio) Acceso a nuevas y mejores fuentes de financiación Incremento de la capacidad de endeudamiento Reducción del riesgo de quiebra	Rees [1995] Post [1994] Lev [1983] McCann y Gilkey [1990]
Motivaciones de la gerencia	Teoría del mercado de control corporativo Teoría de creación de un imperio Hipótesis del orgullo arrogante Motivaciones psicológicas: avaricia, egoísmo por el ejercicio del poder	Manne [1965] Trautwein [1990] Roll [1996] Cartwright y Cooper [1996]
Diversificación	Descenso del riesgo asociado a variaciones de la demanda: estabilidad del beneficio y reducción de la probabilidad de insolvencia y quiebra	Weston <i>et alt.</i> [1990] Gaughan [1996]
Infravaloración	La infravaloración por el mercado de las empresas objetivo de la absorción permite obtener beneficios con una adecuada gestión, o enajenándolas.	Lev [1983] Rees [1995]
Empleo de fondos excedentes	La absorción constituye el mejor medio de empleo de fondos Teoría del exceso de recursos generados	Pisón <i>et alt.</i> [1990] Jensen [1994]
Razones tecnológicas y personales	Rápida consecución de costosa tecnología, conocimientos técnicos y experiencia Ausencia de un relevo generacional y disensiones en la alta gerencia. El deseo de formar parte de una empresa cotizada.	Van Horne [1995] Mace y Montgomey [1990] Post [1994]

² Entre estos factores se encuentran las políticas gubernamentales de defensa de la competencia (o leyes *anti-trust* en Estados Unidos), razones fiscales y contables, los procesos de desregulación de sectores económicos, el ingreso en áreas económicas como la Unión Europea y, el desarrollo de los mercados de capitales y de nuevos instrumentos financieros.

2.2. *Modelos de predicción de la absorción*

Los modelos de predicción de la absorción empresarial tienen como objetivos primordiales la contrastación de los postulados elaborados por las distintas teorías, así como la búsqueda de nuevas variables explicativas que incrementen el contenido informativo de los ratios tradicionalmente utilizados.

Desde el punto de vista metodológico abordan la cuestión en forma similar a los modelos de predicción de quiebras, esto es, lo consideran como un simple proceso de clasificación binaria, en el que se han de extraer aquellas características que discriminan más eficientemente las empresas absorbidas. En el diseño de la muestra de estimación utilizan indistintamente dos alternativas, en nuestra opinión, sin ninguna justificación teórica. En unas ocasiones se divide la población en dos categorías: empresas absorbidas *versus* empresas absorbentes; mientras que en otras esta desagregación se define como absorbidas *versus* resto de empresas. Aunque en cualquiera de estos dos enfoques es habitual que se eliminen las empresas quebradas o liquidadas.

Son numerosos los estudios empíricos, que siguiendo cualquiera de estas metodologías y con datos de distintos países han sido elaborados. Entre ellos podemos destacar los realizados por Simkowitz y Monroe [1972], Harris *et al.* [1982], Wansley y Lane [1983] y Dietrich y Sorensen [1984] en E.E.U.U.; Castagna y Matolxsy [1976] en Australia; y Tzoamos y Samuels [1972] en Reino Unido en los que se utilizan valores históricos de diferentes ratios. Mas recientemente, y con idéntica metodología aparecen Palepu [1986] y Barnes [1990] que emplean datos financieros históricos, y Walter [1994] que trabaja conjuntamente con datos históricos y deflactados.

Han de destacarse las aportaciones de Harris *et al.* [1982], Palepu [1986] y Barnes [1999]. En el primero de ellos se aborda el problema de la estacionariedad de los parámetros, estimando un modelo logit con coeficientes estocásticos y por tanto variables en el tiempo, y se propone la consideración de la predicción de la absorción como un problema de elección binaria más que como de clasificación. Sin embargo, el diseño de la muestra de estimación utilizada no concuerda con esta última intención. Palepu [1986] y Barnes [1999] tratan de resolver los problemas de sobrevaloración de la capacidad de predicción de los modelos cuando se utilizan muestras no aleatorias.

En nuestro país nos encontramos, entre otros, con los trabajos de Vázquez Ordás [1992] y Rochina [1994] en los que se plantean cuestiones y metodologías similares a los estudios anteriormente mencionados, pero para distintos sectores de la economía española.

3. MODELOS DE PREDICCIÓN DE QUIEBRA

Las investigaciones que constituyen el área de estudio del fracaso financiero tienen como característica común la escasa existencia de aportaciones teóricas en las que, a partir de un modelo formalmente enunciado, se describa el proceso por el que una empresa se ve conducida a esta situación.

Hasta la actualidad la predicción de quiebras empresariales se ha planteado en la práctica como un problema de clasificación binaria. Tomando como punto de partida diversas metodologías, el objetivo era asignar una observación a uno de los dos grupos predeterminados: empresas sanas y empresas quebradas; utilizando como variables explicativas un conjunto de ratios y/u otras características de las sociedades en un momento determinado del tiempo. Implícitamente, la metodología estándar al uso considera que el deterioro sistemático en los valores de los ratios constituye un signo inequívoco de fracaso empresarial, y que estos ratios son discriminadores válidos entre empresas, por lo que sus valores difieren de forma significativa.

Desde el artículo inicial de Beaver [1966] se pueden distinguir dos grandes aproximaciones en los estudios de predicción de quiebras. La primera orientada a la aplicación de métodos que permitan mejorar la capacidad de predicción. En este sentido se han empleado básicamente cuatro técnicas: análisis discriminante múltiple [Altman, 1968], modelos de probabilidad condicional [Ohlson, 1980], particionamiento recursivo [Frydman *et al.*, 1985] y redes neuronales [Odom y Sharda, 1992].

Todos estos trabajos comparten una metodología estática común, consistente en la estimación transversal de los modelos. Concretamente, la estimación se efectúa separadamente con datos de los estados financieros de uno, dos, tres, etc. años antes de que la quiebra tenga lugar. Modelos que, después, se aplican a muestras externas de validación para determinar los errores de clasificación, y que proporcionan la probabilidad de que una empresa quiebre o no. Prácticamente todos los resultados empíricos de los distintos modelos coinciden en señalar que, las empresas con dificultades tienen características significativamente distintas a las sanas para períodos anteriores al fracaso, en lo que a rentabilidad y endeudamiento se refiere.

En gran número de los artículos anteriormente mencionados y algunos de los efectuados en nuestro país, aparece el problema de la sobreestimación de la capacidad predictiva que proviene de la utilización de muestras no aleatorias. Este problema fue puesto de manifiesto por Zmijewsky [1984] y Altman [1984], quienes proponen una solución

consistente en la determinación de un nuevo punto de corte, tomando como referencia las frecuencias poblacionales y el coste de los errores de predicción.

Recientemente Laitinen y Kankaanää [1999] han elaborado un análisis comparativo de diversas metodologías para la predicción de la quiebra (análisis discriminante, logit, particiones recursivas, análisis de supervivencia y redes neuronales). A partir de una muestra de empresas finlandesas concluyen que sólo se aprecian diferencias significativas, en cuanto a la capacidad de predicción, entre el modelo logit y el análisis de supervivencia con datos correspondientes a un año antes de la quiebra.

En nuestro país existe abundante literatura sobre predicción de quiebras utilizando diferentes técnicas en el sector bancario [Laffarga, *et al.*, 1985; Rodríguez, 1987; Pina, 1989; y Serrano y Martín del Brio, 1993] y asegurador [Rodríguez Acebes, 1990; López Herrera *et al.* 1994; y Mora 1996]. Sin embargo, la experiencia con empresas no financieras se limita a la aportada por Gallego *et al.*, [1997] y López Gracia *et al.*, [1998]. En el primero se lleva a cabo un análisis comparativo de las metodologías habitualmente utilizados en los modelos de predicción de quiebras: análisis discriminante, modelos probit y logit.

La conclusión que se extrae de todos estos estudios es que no existe ningún conjunto de ratios que, independientemente del diseño de la muestra empleada, posea una capacidad predictiva y bondad de ajuste superior a otro.

4. EL MODELO LOGIT MULTINOMIAL

Supongamos un proceso estocástico en el que la variable endógena toma valores discretos que representan más de dos posibles categorías, en nuestro caso cuatro, y que denotaremos con la variable $J=1,2,3,4$. Determinándose la probabilidad asignada a cada una de las categorías mediante la expresión:

$$\text{Prob}(Y_i = J) = \frac{e^{\beta_J' r_i}}{\sum_{k=1}^4 e^{\beta_k' r_i}} \quad [1]$$

La estimación de las ecuaciones del modelo logit multinomial³ nos proporciona un conjunto de probabilidades para las cuatro alternativas asociadas a cada elector, en nuestro

caso la empresa i -ésima, con N características representadas por el vector $r_i = \begin{pmatrix} r_{i1} \\ \vdots \\ r_{iN} \end{pmatrix}$, y

$\beta_j = \begin{pmatrix} \beta_{j1} \\ \vdots \\ \beta_{jN} \end{pmatrix}$ es el vector, de igual dimensión que r_i , que describe los parámetros del modelo a

estimar. Cuando el modelo es definido por el sistema [1] se produce una indeterminación al estimar los vectores de parámetros: Si $\hat{\beta}_{MV}$ representa el estimador máximo-verosímil, entonces $\hat{\beta}^* = \hat{\beta}_{MV} + q$ también lo es (para cualquier vector de números reales q). Una

normalización conveniente que resuelve el problema consiste en asumir $\beta_1 = \begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$. Con lo que

el sistema a estimar se transforma en:

$$\text{Prob}(Y_i = J) = \frac{e^{\beta_J' r_i}}{1 + \sum_{k=2}^4 e^{\beta_k' r_i}} \quad J = 2,3,4 \quad [2]$$

$$\text{Prob}(Y_i = 1) = \frac{1}{1 + \sum_{k=2}^4 e^{\beta_k' r_i}}$$

Deteminándose la función de verosimilitud muestral por la expresión:

$$\ln(L) = \sum_{i=1}^T \sum_{J=1}^4 d_{ij} \ln(\text{Prob}(Y_i = J)) ; \text{ donde } d_{ij} = 1 \text{ si la empresa } i \text{ pertenece a la categoría } J. \quad [3]$$

$d_{ij} = 0$ en otro caso

T representa el tamaño muestral.

Los coeficientes del vector β presentan mayor dificultad en su interpretación que en los modelos bivariantes; en los que dichos coeficientes coinciden en signo, aunque no en magnitud, con los efectos marginales de las variables exógenas sobre la probabilidad de

³ Nerlove y Press [1973]

pertenecer a una de las dos categorías. Derivando las expresiones [2] observamos que los efectos marginales no solamente no coinciden en signo con los coeficientes del modelo, sino que son funciones del vector de características de las empresas, así como de las probabilidades asociadas a otras categorías.

$$\delta_{iJ} = \frac{\partial P_{iJ}}{\partial r_i} = P_{iJ} \left[\beta_J - \sum_{k=1}^4 P_{ik} \beta_k \right]; \text{ donde } P_{iJ} = \text{Prob}(Y_i = J) \quad [4]$$

Si $\hat{\delta}_J$ es el estimador máximo-verosímil del efecto marginal los contrastes de hipótesis se realizan a partir del siguiente resultado⁴:

$$\hat{\delta}_J \xrightarrow{a} N(\delta_J, \text{Asy.Var}(\hat{\delta}_J)) \quad [5]$$

$$\text{Donde } \text{Asy.Var}(\hat{\delta}_J) = \sum_{l=1}^4 \sum_{m=1}^4 \left(\frac{\partial \delta_J}{\partial \beta_{ll}} \right) \text{Asy.Cov} \left[\hat{\beta}_l, \hat{\beta}_m \right] \left(\frac{\partial \delta_J}{\partial \beta_m} \right)'$$

También, a partir de la expresión [5] puede ser contrastado cualquier conjunto de restricciones lineales, por ejemplo $H_0 \equiv \{Q' \delta_J = 0\}$, en este caso la distribución del estadístico utilizado sigue la siguiente distribución asintótica:

$$Q \hat{\delta}_J \xrightarrow{a} N(0, A)$$

donde $A = Q' \text{Asy}(\hat{\delta}_J) Q$

Por lo que :

$$(Q \hat{\delta}_J)' A^{-1} (Q \hat{\delta}_J) \xrightarrow{a} \chi_q^2 ; \text{ siendo } q = \text{rango}(Q)$$

En la sección sexta, en la que se estima un modelo multilogit para el sector de seguros español, a la hora de extraer los resultados, los contrastes se efectuarán simultáneamente a partir de la media muestral de los efectos marginales, y de los efectos marginales para una empresa cuyo vector de características coincide con la media muestral. Evidentemente estos resultados siempre proporcionan una medida aproximada del sentido y magnitud de tales

⁴ Confrontar, por ejemplo, Greene [1997, cap. 4]. En esta expresión “a” indica distribución asintótica.

efectos ya que dependen fundamentalmente de la dispersión de la muestra. Sin embargo al ser $\hat{\delta}_j$ una función ésta era la única alternativa posible.

Selección de las variables explicativas.

Habitualmente cuando se estiman modelos de predicción de quiebras o de absorción se parte de un extenso conjunto de ratios financieros y otras variables estructurales, entre las cuales no es extraño encontrar un elevado grado de correlación serial. Pudiendo provocar un problema de multicolinealidad de los pseudo-regresores utilizados para estimar un modelo no lineal; desencadenándose, entre otras circunstancias, un alto error estándar en las estimaciones, por lo que los contrastes de hipótesis llevados a cabo carecerán de calidad estadística. Además, la existencia de un alto grado de dependencia estadística entre los regresores impide determinar individualmente el efecto que cada uno de éstos tiene sobre la variable endógena.

El proceso generalmente seguido para reducir el número de variables exógenas es el de selección iterativa de éstas; mediante el cual, y partiendo de un modelo en el que incluimos únicamente las constantes como variables explicativas, se revisa la introducción de variables adicionales teniendo como referencia un nivel de significatividad o probabilidad mínima para entrar, y otro para evaluar las variables que fueron introducidas en las etapas anteriores (probabilidad de salida); en ambos casos teniendo como estadístico de referencia el ratio LR descrito en el epígrafe siguiente. A estos niveles los denominaremos respectivamente P_E y P_R . Dadas las características del proceso efectuado, el modelo resultante tendrá un mayor o menor número de variables exógenas en función de los niveles que se asignaron a las ya mencionadas probabilidades.

Significatividad individual y conjunta de las variables.

Al tratarse de un modelo no lineal que ha de estimarse a partir de la optimización de la función de verosimilitud, expresión [3], la no significatividad de alguno de los componentes de los vectores β_j no implica evidentemente la no significatividad de la variable explicativa, como se deduce de la expresión [4].

Puesto que la expresión anteriormente citada contiene un conjunto de relaciones no lineales, el método más adecuado (por su operatividad y sencillez) para contrastar la no significatividad de un subconjunto de variables explicativas es el test de la razón de verosimilitud, LR.

Por ejemplo, si queremos contrastar la no significatividad de la segunda⁵ de las variables explicativas, entonces la hipótesis nula ha de ser: $H_0 \equiv \{\beta_{22} = \beta_{23} = \beta_{24} = 0\}$; y el estadístico de la razón de verosimilitud se define como:

$$LR = -2\text{Log}\left(\frac{L_\omega}{L_\Omega}\right) \quad [6]$$

Donde L_ω es el logaritmo de la función de verosimilitud del modelo estimado bajo la restricción H_0 , y L_Ω el valor correspondiente a la estimación sin restricciones. Si la hipótesis nula es cierta entonces LR se distribuye asintóticamente como una χ^2_3 ; de forma que resulta sencilla la contrastación de H_0 , bien determinando un valor crítico para LR o evaluando el P-valor del estadístico.

Análogamente podemos plantear un contraste de la significatividad conjunta de las variables en la que la hipótesis nula a contrastar es:

$$H_0 \equiv \left\{ \begin{bmatrix} \beta_{22} \\ \beta_{32} \\ \cdot \\ \beta_{N-1,2} \\ \beta_{N,2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{23} \\ \beta_{33} \\ \cdot \\ \beta_{N-1,3} \\ \beta_{N,3} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{24} \\ \beta_{34} \\ \cdot \\ \beta_{N-1,4} \\ \beta_{N,4} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \cdot \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \right\}$$

En cuyo caso el estadístico LR sigue una $\chi^2_{[(N-1) \times 3]}$ si se asume el cumplimiento de H_0

Determinación de la bondad del ajuste.

En el ámbito del modelo logit multivariante no es posible, como ocurre cuando existen dos alternativas (modelos logit, probit, etc.), definir un coeficiente equivalente al R^2 del modelo de regresión lineal. Por esta razón, usualmente se utilizan medidas de la bondad del ajuste alternativas a partir del test LR descrito en [6]. De tal forma que si de nuevo denotamos por L_Ω al máximo de la función de verosimilitud en el modelo con todas las variables y, L_ω

⁵ Suponemos en nuestro análisis que la primera de las variables es el término constante.

al mismo valor pero correspondiente a un modelo donde sólo se incluyen las constantes, entonces la bondad del ajuste puede medirse a partir del siguiente cociente⁶:

$$R^2 = 1 - \left(\frac{L_{\omega}}{L_{\Omega}} \right)^{2/T} \quad ; T = \text{tamaño muestral} \quad [7]$$

El principal problema que plantea este estadístico para ser utilizado como medida de la bondad del ajuste es que, si bien su cota inferior es cero la superior no es constante, de hecho:

$$0 \leq R^2 \leq 1 - \left(L_{\omega} \right)^{2/T} \quad [8]$$

A partir de este resultado Cragg y Uhler [1970] proponen como medida alternativa al que denominan pseudo-R².

$$\text{pseudo-R}^2 = \frac{L_{\Omega}^{2/T} - L_{\omega}^{2/T}}{1 - L_{\omega}^{2/T}} \quad [9]$$

5. DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA

La estimación del modelo logit multivariante se realizó a partir de una muestra de los estados financieros de sociedades anónimas pertenecientes al sector de seguros, y que fueron facilitados por la Dirección General de Seguros en sus anuarios de “Seguros privados. Balance y Cuenta de Pérdida y Ganancias” correspondientes al período 1991-1996.

Las empresas se dividieron en cuatro categorías de acuerdo con la situación que presentaban a lo largo de los ejercicios 1994-1995 según el organismo anteriormente citado:

Grupo 1: Empresas absorbidas a lo largo del ejercicio 1994 ó 1995.

Grupo 2: Empresas que finalizaron un proceso de absorción de otra/s empresa/s del sector.

⁶ Si el modelo no es conjuntamente significativo, entonces $R^2 \rightarrow 0$ ya que $L_{\Omega} \rightarrow L_{\omega}$.

Grupo 3: Empresas que durante este período no son absorbentes, absorbidas ni liquidadas.

Grupo 4: Empresas liquidadas en alguno de estos dos años.

Tras eliminar aquellas empresas que presentaban valores contables atípicos o excesivos ejercicios de silencio contable, la muestra quedó formada por 309 sociedades, las cuales aparecen desagregadas por categorías en el cuadro 2:

Cuadro 2. Descripción de la muestra de estimación

GRUPOS				
	1	2	3	4
EMPRESAS	24	15	262	8
TOTAL				309

El conjunto inicial de variables explicativas estaba compuesto de 29 ratios (descritos en el Anexo D) y la variable cualitativa vida, esto es, aquella que distingue a las empresas que incluyen entre sus ramos de actividad el de vida. Algunos de estos ratios ya habían sido utilizados en otros trabajos de predicción de quiebra o absorción, y otros son propuestos con el fin de contrastar determinados postulados que se extraen de las hipótesis teóricas mencionadas en secciones anteriores.

Para cada una de las empresas se tomaron los valores medios de los ratios correspondientes a 1991 y 1992. De esta forma, al finalizar 1992, los ratios correspondientes a dos años determinarán el que la empresa pertenezca a una de las cuatro categorías dentro de dos o tres años⁷. Este diseño de la muestra es, en nuestra opinión, adecuado cuando la predicción de la absorción se analiza como un modelo de elección entre múltiples alternativas; además soluciona el problema técnico del silencio contable que presentan habitualmente las empresas absorbidas o liquidadas.

⁷ Uno o dos ejercicios si la referencia es los penúltimos y últimos estados financieros presentados, ya que como se menciona anteriormente en la muestra se produce el denominado silencio contable.

6. RESULTADO DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO MULTILOGIT

En los cuadros 3 y 4 se representan los resultados del proceso iterativo efectuado para la determinación del conjunto de variables explicativas del modelo. El proceso se realizó para dos pares de niveles máximos y mínimos de probabilidad crítica, obteniéndose de esta forma dos modelos tentativos que únicamente se diferencian en una variable: el ratio R24. Como puede observarse en el cuadro 5, tras el proceso de selección las variables presentaban una baja correlación. En el cuadro 6 se expone el resultado de la estimación del Modelo I.

Cuadro 3. Selección de las variables explicativas del modelo (en negrita la probabilidad de entrada).

	1ª ETAPA	2ª ETAPA	3ª ETAPA	4ª ETAPA	5ª ETAPA
R14	.00502	.00081	.00068	.00003	.00003
R29		.00096 .00096	.00011	.00261	.00403
R3			.03528 .03528	.00313	.0289
R5				.04951 .04951	.04032
R24					.14568 .14568

Cuadro 4. Modelos tentativos.* Significativa al 95%.Significativa al 85%**

	Variables Explicativas.	Prob. (E)	Prob.(S)
Modelo I	R14*, R29*, R3*, R5*.	<5%	>10%
Modelo II	R14*, R29*, R3*, R5*, R24**.	<15%	>20%

Cuadro 5. Correlaciones entre las variables seleccionadas tras el proceso iterativo.

	ESTATUS	MR14	MR24	MR29	MR3	MR5
ESTATUS	1	-.037951	.000923	.026026	.035236	.033241
MR14		1	.155646	-.092926	.018504	-.326870
MR24			1	-.114594	-.125125	-.019066
MR29				1	-.049189	.091456
MR3					1	-.098833
MR5						1

Cuadro 6. Resultado de la estimación del Modelo I.* Entre paréntesis los P-valores de LR.

	Variable	Coficiente Estimado	Error Estandar	Variable	Significatividad Individual(LR)*
GRUPO 2	C	2.26418	1.21390	R3	13.84259 (.00313)
	R3	-.267363	.197802		
	R14	-2.88787	1.30855		
	R29	-.010293	.034098		
	R5	-.220236	.284731		
GRUPO3	C	2.21795	.448747	R14	23.39877 (.00003)
	R3	.028813	.047211		
	R14	-.0934	.223345		
	R29	8.73E-03	.017572		
	R5	.090767	.132625		
GRUPO4	C	4.87573	1.84109	R5	7.838617 (.04951)
	R3	-.46842	.274109		
	R14	-3.45894	1.55405		
	R29	-2.34729	1.12216		
	R5	-.848382	.729214		
R ² (LR)=.1372116 COTA SUPERIOR=.68641 PSEUDO R ² =.199897				Significatividad conjunta(LR)*	
				45.60311 (.00001)	

Para el análisis de los efectos marginales de los ratios sobre la probabilidad de cada una de las categorías, nos centramos en dos aspectos: la media muestral de los efectos marginales, y el valor de éstos últimos para una empresa cuyo vector de ratios es el compuesto por las medias muestrales de éstos.

Los cuadros 7 y 8 contienen dichos valores. Posteriormente se presentan los valores de los estadísticos correspondientes al contraste unilateral de las diferencias de los efectos marginales (cuadros 9 y 10)⁸. Por ejemplo, en el cuadro 10 se observa cómo la diferencia entre los efectos marginales $\partial P2/\partial R14$ y $\partial P4/\partial R14$ (calculada para una empresa situada en la media muestral) es significativamente distinta de cero para un nivel de confianza del 92.5%. Lógicamente estos valores son puramente orientativos, ya que se ven afectados profundamente por la volatilidad de los datos.

Cuadro 7. Valores medios de los efectos marginales en el Modelo I.

	Definición	Parámetro	P-valor
GRUPO 1	$\partial P1/\partial R3$	-.00022314	[.955]
	$\partial P1/\partial R14$.021648	[.278]
	$\partial P1/\partial R29$.0033479	[.627]
	$\partial P1/\partial R5$	-.0038425	[.718]
GRUPO 2	$\partial P2/\partial R3$	-.011978	[.388]
	$\partial P2/\partial R14$	-.11696	[.270]
	$\partial P2/\partial R29$.0040097	[.725]
	$\partial P2/\partial R5$	-.011520	[.504]
GRUPO 3	$\partial P3/\partial R3$.021886	[.239]
	$\partial P3/\partial R14$.15973	[.198]
	$\partial P3/\partial R29$.041576	[.529]
	$\partial P3/\partial R5$.034103	[.360]
GRUPO 4	$\partial P4/\partial R3$	-.0096849	[.578]
	$\partial P4/\partial R14$	-.064414	[.540]
	$\partial P4/\partial R29$	-.048934	[.543]
	$\partial P4/\partial R5$	-.01874	[.645]

Cuadro 8. Efectos marginales (valorados en la media muestral) en el Modelo I.

	Definición	Parámetro	P-valor
GRUPO 1	$\partial P1/\partial R3$	-.179136E-02	[.584]
	$\partial P1/\partial R14$.903794E-02	[.572]
	$\partial P1/\partial R29$	-.603372E-03	[.624]
	$\partial P1/\partial R5$	-.617847E-02	[.498]
GRUPO 2	$\partial P2/\partial R3$	-.325097E-02	[.122]
	$\partial P2/\partial R14$	-.030988	[.075]
	$\partial P2/\partial R29$	-.202849E-03	[.569]
	$\partial P2/\partial R5$	-.336165E-02	[.206]
GRUPO 3	$\partial P3/\partial R3$.504233E-02	[.184]
	$\partial P3/\partial R14$.021950	[.333]
	$\partial P3/\partial R29$.806224E-03	[.525]
	$\partial P3/\partial R5$.954012E-02	[.311]
GRUPO 4	$\partial P4/\partial R3$	-.771206E-09	[.889]
	$\partial P4/\partial R14$	-.524089E-08	[.890]
	$\partial P4/\partial R29$	-.369388E-08	[.883]
	$\partial P4/\partial R5$	-.145659E-08	[.892]

⁸ Realizados a partir del resultado [5]

Cuadro 9. Valores medios de las diferencias de los efectos marginales para el Modelo I.
Entre paréntesis los P-valores.

	$\partial P2/\partial R3$	$\partial P3/\partial R3$	$\partial P4/\partial R3$
$\partial P1/\partial R3$.011755 [.439]	-.022109 [.218]	.946174E-02 [.620]
$\partial P2/\partial R3$		-.033864 [.233]	-.229326E-02 [.925]
$\partial P3/\partial R3$.031571 [.344]
	$\partial P2/\partial R14$	$\partial P3/\partial R14$	$\partial P4/\partial R14$
$\partial P1/\partial R14$.138610 [.223]	-.138080 [.239]	.086062 [.449]
$\partial P2/\partial R14$		-.276691 [.184]	-.052548 [.748]
$\partial P3/\partial R14$.224143 [.277]
	$\partial P2/\partial R29$	$\partial P3/\partial R29$	$\partial P4/\partial R29$
$\partial P1/\partial R29$	-.661762E-03 [.942]	-.038228 [.523]	.052282 [.547]
$\partial P2/\partial R29$		-.037567 [.524]	.052944 [.553]
$\partial P3/\partial R29$.090510 [.536]
	$\partial P2/\partial R5$	$\partial P3/\partial R5$	$\partial P4/\partial R5$
$\partial P1/\partial R5$.767761E-02 [.711]	-.037946 [.317]	.014898 [.741]
$\partial P2/\partial R5$		-.045623 [.291]	7.22022E-02 [.882]
$\partial P3/\partial R5$.052843 [.484]

Cuadro 10. Contraste de diferencias de efectos marginales valorados en la media muestral para el Modelo I.

	$\partial P2/\partial R3$	$\partial P3/\partial R3$	$\partial P4/\partial R3$
$\partial P1/\partial R3$.145961E-02 [.714]	-.683369E-02 [.312]	-.179136E-02 [.584]
$\partial P2/\partial R3$		-.829330E-02 [.110]	-.325097E-02 [.122]
$\partial P3/\partial R3$.504233E-02 [.184]
	$\partial P2/\partial R14$	$\partial P3/\partial R14$	$\partial P4/\partial R14$
$\partial P1/\partial R14$.040026 [.103]	-.012912 [.714]	.903794E-02 [.572]
$\partial P2/\partial R14$		-.052938 [.154]	-.030988 [.075]
$\partial P3/\partial R14$.021950 [.333]
	$\partial P2/\partial R29$	$\partial P3/\partial R29$	$\partial P4/\partial R29$
$\partial P1/\partial R29$	-.400523E-03 [.757]	-.140960E-02 [.569]	-.603368E-03 [.624]
$\partial P2/\partial R29$		-.100907E-02 [.470]	-.202845E-03 [.569]
$\partial P3/\partial R29$.806228E-03 [.525]
	$\partial P2/\partial R5$	$\partial P3/\partial R5$	$\partial P4/\partial R5$
$\partial P1/\partial R5$	-.281682E-02 [.768]	-.015719 [.391]	-.617847E-02 [.498]
$\partial P2/\partial R5$		-.012902 [.215]	-.336165E-02 [.206]
$\partial P3/\partial R5$.954013E-02 [.311]

En el Modelo I⁹ aparecen, pues, cuatro variables explicativas. La primera de ellas, es el ratio R3, también llamado ratio de garantía o distancia a la quiebra, el cual mide la solvencia global de la empresa. La derivada de la probabilidad estimada con respecto a esta variable es negativa para las empresas absorbidas, absorbentes y liquidadas; y positiva para las sociedades del grupo 3.

Tanto si procedemos a analizar los valores medios (cuadro 7) como los de una empresa representante de la media muestral (cuadro 8), la mayor significatividad corresponde al parámetro $\partial P2/\partial R3$, P-valor del 12.2% en el cuadro 8. Es más, al examinar las diferencias de las derivadas en este último cuadro, puede observarse cómo el efecto marginal del ratio R3 sobre el grupo de empresas absorbentes es significativamente mayor, en valor absoluto y para un nivel de confianza del 87.8%, que en el grupo de empresas liquidadas.

Podría deducirse, por tanto, que aquellas sociedades aseguradoras con bajos ratios de garantía, o bien, participan en procesos de absorción, o acaban siendo liquidadas. Esta misma disyuntiva absorción *versus* liquidación, fue también planteada por Stevens [1973] y Belkaoui [1978], quienes sostienen que las operaciones de fusión constituyen una clara alternativa para evitar las quiebras empresariales.

⁹ Las estimaciones del Modelo II se presentan en el Anexo II, ya que son menos claros y significativos.

Asimismo, las empresas endeudadas tienen mayor probabilidad de pertenecer al grupo de sociedades absorbidas o absorbentes que a la tercera de las categorías. En esta línea, la inclusión de esta variable en el modelo, podría interpretarse dentro del marco de las llamadas sinergias financieras derivadas de los procesos de absorción, ya que es sabido que empresas con dificultades financieras pueden decidir acometer estas estrategias, entre otros motivos, debido a que se facilita la consecución de nuevas y mejores vías de financiación ajena, gracias al incremento de tamaño derivado de la operación.

Si centramos nuestra atención sobre el comportamiento de las empresas absorbidas y absorbentes, hemos de decir que la evidencia empírica precedente¹⁰ no es unánime y, así Stevens [1973] obtuvo bajos endeudamientos en las empresas absorbidas; o Vázquez [1992] y Rochina [1994] concluyeron que las empresas absorbidas estaban más endeudadas que las absorbentes; mientras que, Singh [1975], al igual que nosotros, encontró niveles de endeudamiento semejantes.

La siguiente variable explicativa del modelo (R14), es un ratio de rotación del activo, indicativo de la actividad empresarial, el cual expresa el número de veces que se recupera éste último vía primas. De modo que cuanto mayor sea su valor, mayor será la rentabilidad de los activos involucrados en la empresa.

En los cuadros 7 y 8 puede observarse un efecto marginal positivo para las empresas absorbidas y del grupo 3, y negativo para las empresas liquidadas y absorbentes; presentándose la mayor significatividad en el último de los grupos.

Además, el efecto marginal correspondiente a la clase 2 es mayor, en valor absoluto y para un nivel de confianza del 92.5% (cuadro 10), que el del grupo de empresas liquidadas. Un argumento que justificaría este resultado sería que, niveles bajos de este ratio identificarían a empresas con un exceso de capacidad y, en consecuencia, interesadas en la absorción de otras.

El comportamiento de esta variable no permite, sin embargo, confirmar la *teoría del mercado de control corporativo*¹¹ de Manne [1965], ya que las empresas absorbidas poseen un valor de rotación de sus activos más elevado que las absorbentes, por lo que no existiría un motivo para sustituir a sus equipos directivos y, justificar así una absorción. Ello puede deberse, entre otras razones, a que la gerencia de las empresas aseguradoras no puede actuar

¹⁰ En el análisis comparativo ha de tenerse en cuenta que los trabajos a los que hacemos referencia fueron realizados con metodologías bivariantes por lo que los resultados no son estrictamente comparables.

¹¹ Ésta sostiene que las empresas con direcciones ineficientes serán objeto de absorción y, sus equipos de gestión sustituidos por otros más competitivos.

con total discrecionalidad sobre la composición del activo de sus empresas, pues la inversión de los recursos financieros se halla sujeta a una minuciosa regulación.

Por otro lado, aunque el tamaño, expresado como el valor del activo, no aparece directamente como variable explicativa del Modelo I, el ratio R14 puede proporcionar una valiosa información sobre el mismo. En efecto, en términos medios, si consideramos varias empresas con igual o semejante valor de primas, aquellas más pequeñas, contarán con mayor probabilidad de ser absorbidas, en cambio las de mayor dimensión, tendrán más probabilidad de ser liquidadas. Desde otra perspectiva, en la medida en que disminuyera el tamaño de una empresa crecería la probabilidad de que la misma fuera en el futuro una empresa absorbida, y no, una absorbente. Confirmándose así la conocida hipótesis, conforme a la cual la probabilidad de absorción decrece al aumentar el tamaño de la firma [Palepu, 1986].

La siguiente variable explicativa del Modelo, R29, es un ratio referido a la estructura del activo, el cual mide el porcentaje que representan las inversiones financieras respecto a un conjunto de partidas del activo de carácter fijo¹². Las inversiones financieras de las sociedades aseguradoras constituyen una rúbrica muy relevante dentro de su activo y sometida a un estricto control. Los signos de las derivadas de la probabilidad con respecto a esta variable difieren dependiendo de, si calculamos la media de los efectos de las empresas (cuadro 7), o el valor para una empresa representante de la media muestral (cuadro 8).

Cuando estudiamos el primero de los resultados observamos que la derivada es únicamente negativa para el grupo de empresas liquidadas, aunque la significatividad nunca es superior al 50%.

Aparecen, pues, indicios de que las empresas con reducidas inversiones en activos financieros están abocadas a un proceso de liquidación. En este mismo sentido, Mora [1996] afirma que las empresas en crisis del sector se caracterizan por una reducida inversión en activos financieros para rentabilizar su liquidez, ya que de hecho presentan una baja liquidez, tal como también, comprobó Rodríguez Acebes [1990]; aunque como en el anteriormente citado, se estima un modelo de elección binario.

¹² A pesar de las dificultades que entraña discernir dentro de las masas patrimoniales del activo y pasivo de este tipo de sociedades, qué partidas presentan un carácter circulante y cuáles fijo, pensamos al igual que Fernández y Maestro [1991], que es posible incluir las rúbricas que aparecen en el Anexo I.

La última variable explicativa del Modelo I es el ratio R5 (provisiones técnicas¹³ /primas adquiridas), específico para el sector, que sólo presenta un efecto marginal positivo para la tercera de las categorías, siendo negativo para el resto de grupos estudiados.

Los resultados obtenidos indicarían que las empresas con los valores más altos de este ratio son las que poseen mayor probabilidad de pertenecer a la tercera categoría. Estas empresas se distinguirían por tener mejor garantizada su capacidad para hacer frente al pago de siniestros futuros o de siniestros acaecidos. En contraposición las sociedades liquidadas tienen graves dificultades para afrontar este tipo de compromisos, y las sociedades que participan en un proceso de absorción, buscarán mejorar tal capacidad.

Finalmente en los cuadros 12 y 13 se comparan, en términos de bondad de ajuste, los Modelos I y III. Este último se obtiene al reestimar el Modelo I con una muestra en la que existen únicamente dos categorías: la de empresas absorbidas y la integrada por la unión de las categorías 2 y 3¹⁴. Por lo que concluimos que la utilización de modelos con múltiples categorías aumenta la capacidad de ajuste frente a los logit tradicionalmente utilizados para estimar la probabilidad de absorción.

Cuadro 12. Estimación del Modelo III (muestra: absorbidas versus no absorbidas).

	Variable	Coefficiente Estimado	Error Estandard	Estadístico t	P-value
GRUPO 2	C	230.978	.444334	519.830	[.000]
	MR3	.026024	.044576	.583823	[.559]
	MR14	-.122906	.219161	-.560804	[.575]
	MR29	.815618E-02	.017425	.468071	[.640]
	MR5	.094872	.138785	.683586	[.494]
R ² (LR)=0.009222		COTA SUPERIOR=0.42664		PSEUDO R ² =0.0216	

Cuadro 13. Nivel de bondad de ajuste de los modelos.

	R ² (LR)	COTA SUPERIOR	PSEUDO R ²
MODELO I	.1372116	.68641	.199897
MODELO III	.009222	.42664	.0216

¹³ Las provisiones técnicas representan dentro del pasivo de una sociedad aseguradora los compromisos que la misma contrae frente a sus asegurados. Dentro de esta rúbrica del Balance de situación, se incluyen: Provisiones técnicas para riesgos en curso, Provisiones matemáticas (Vida), Provisiones técnicas para prestaciones, y Otras provisiones técnicas, cuyo concepto y cálculo puede confrontarse en el Real Decreto 1348/1985, de 1 de agosto, por el que se aprueba el Reglamento de ordenación del seguro privado.

¹⁴ Este diseño de la muestra coincide con otros trabajos en los que se estimaba la probabilidad de absorción mediante modelos de elección binarios, (Ver por ejemplo, Harris *et al.* [1982] o Rochina [1994]).

7. CONCLUSIONES FINALES

La estimación de un modelo multilogit, para analizar tanto el proceso de liquidación como de absorción en el sector asegurador, permite obtener resultados más enriquecedores que, cuanto se estiman modelos bivariantes separadamente.

En primer lugar, y concretamente para la probabilidad de absorción, porque se resuelve el problema de especificación que surge, al suponer que el proceso estocástico tiene un número inferior de categorías a las que realmente existen en la población. En segundo lugar, porque se puede alcanzar una mayor precisión en la determinación de los efectos marginales, por lo que será posible contrastar algunos de los postulados enunciados a lo largo de las distintas teorías.

En relación con la estimación de un modelo multilogit para el sector asegurador español, los resultados obtenidos parecen sugerir resumidamente las siguientes conclusiones:

- 1) Las sociedades liquidadas se caracterizarían por presentar un efecto marginal negativo de todas las variables explicativas del modelo (R3, R5, R14 y R29). De modo que, por término medio, serían empresas endeudadas, con baja rotación de sus activos y escasa inversión de sus activos financieros. Además, tienen graves dificultades para hacer frente al pago de siniestros futuros o acaecidos.
- 2) En contraposición, las sociedades que no participan en procesos de absorción ni son liquidadas, se distinguirían porque todas las variables explicativas del modelo ejercen un efecto marginal positivo. Si bien, dos de estas variables: R3 y R5, las diferencian de las otras tres categorías de empresas. Lo que parece significar que, a diferencia de las restantes, tendrían mejores ratios de garantía (y, por tanto, una mejor solvencia).
- 3) Las sociedades absorbentes frente a las absorbidas se diferenciarían, porque la variable R14 presenta un efecto marginal positivo en las primeras, y negativo en las segundas. De modo que cuando una empresa posee un buen ratio de rotación de sus activos (o, es de menor tamaño), tendría mayores probabilidades en el futuro de ser una empresa absorbida que una empresa absorbente.

- 4) Asimismo, las empresas absorbidas parecen distinguirse de las liquidadas por esta misma variable, lo que implicaría que estas últimas se caracterizarían por ser empresas con peores niveles de rotación de sus activos, e indirectamente, de mayor tamaño, que las empresas absorbidas.
- 5) Finalmente, y en la evaluación de la metodología alternativa que presentamos en el trabajo hemos de señalar las siguientes cuestiones:
 - 5.1.) Teniendo como punto de partida la especificación multilogit, en el artículo se desarrolla una aproximación para la interpretación y contrastación de los coeficientes del modelo. Dicho método se centra en las derivadas parciales, permitiendo una mejor comprensión de los efectos direccionales de los coeficientes, así como del efecto que los cambios en las variables exógenas ejercen sobre la probabilidad asociada a un grupo.
 - 5.2.) Las variables explicativas seleccionadas tras un proceso iterativo muestran un elevado nivel de significatividad conjunta e individual. Además estas variables proceden de un conjunto más amplio de ratios financieros y variables económico-estructurales que aparecen en los principales modelos teóricos sobre las causas de las absorciones empresariales y trabajos empíricos de predicción de quiebra.
 - 5.3.) Comparados con los análisis bivariantes que anteriormente aparecían en la literatura se produce un considerable incremento en términos de bondad del ajuste.
 - 5.4.) No obstante el nivel del pseudo- R^2 no es del todo satisfactorio por lo que deberíamos plantearnos en investigaciones posteriores la introducción de algunas variantes en el proceso de generación de los datos.

ANEXO I
ESPECIFICACIÓN DE LOS RATIOS EMPLEADOS

VARIABLE	DEFINICIÓN	VARIABLE	DEFINICIÓN
R1	$(D439-H424+D438)/A66$	R16	$(P43-P1)/P1$
R2	$[(H49+H412+H421)-(D413+D426+D435)]/H49$	R17	$(D439-H424+D421)/P2$
R3	$(A66-A3)/(P43-P1)$	R18	$A58/(A66-A3)$
R4	$P43/P1$	R19	$P5/P1$
R5	$P11/H49$	R20	$(D421+D422+D439-H424)/(P43-P1)$
R6	$P1/H49$	R21	$(P2-A1)/P1$
R7	$(D419+D420+D423)/H49$	R22	$(D41+D46)/A66$
R8	$(D414+D415-D416+D417+D418-D424-D425)/H49$	R23	$A65/(A48+A65)$
R9	$(A53+A55)/H49$	R24	$A48/A66$
R10	$LOG(A66-A3)$	R25	$(A48+A65-P26)/A66$
R11	$A65/(A66-A3)$	R26	$P2/P1$
R12	$(H49+H412-D413-D426)/D435$	R27	$A65/(P43-P1)$
R13	$(H49+H412-D413-D426)/(A66-A3)$	R28	$(A48+A65)/(A2+A18+A34+A1)$
R14	$H49/(A66-A3)$	R29	$(A24+A34)/(A2+A18+A34+A1)$
R15	$P2/(A66-A3)$		

CLAVE: A1(Accionistas por desembolsos no exigidos), A2(Inmovilizado), A3(Gastos de establecimiento y otros amortizables), A18(Inversiones materiales), A24(Inversiones financieras), A34(Inversiones en empresas del grupo, asociadas y participadas y acciones propias), A48(Créditos), A53(Créditos contra agentes), A55(Créditos contra asegurados), A58(Créditos fiscales, sociales y otros), A65(Efectivo en bancos y otros establecimientos de crédito. En caja y en cheques), A66(Total Activo), P1(Capitales propios), P2(Capital suscrito. Fondo mutual o fondo permanente), P5(Reservas), P11(Provisiones técnicas), P26(Deudas), P43(Total Pasivo), D41(Prestaciones y gastos pagados, no vida), D46(Prestaciones y gastos pagados, vida), D413(Total gastos técnicos vida y no vida), D414(Comisiones no vida del ejercicio), D415(Comisiones y participaciones de las primas devengadas del año), D416(Comisiones del año llevadas al activo), D417(Amortización en el año de las comisiones de adquisición llevadas al activo), D418(Gastos de agencia), D419(Sueldos y salarios), D420(Cargas sociales), D421(Dotaciones del ejercicio para amortizaciones), D422(Dotaciones a las provisiones), D423(Gastos de explotación varios), D424(Comisiones y participaciones del reaseguro, no vida), D425(Comisiones y participaciones del reaseguro, vida), D426, (Total comisiones y otros gastos de explotación), D435(Total gastos financieros), D438(Impuesto sobre sociedades), D439(Beneficio del ejercicio después de impuestos), H49(Total primas adquiridas, vida y no vida), H412(Total otros ingresos de explotación), H421(Total ingresos financieros), H424(Pérdida del ejercicio).

ANEXO II

RESULTADO DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO II.

Cuadro 14. Resultado de la estimación del Modelo II.*Entre paréntesis los P-valores del estadístico LR.

	Variable	Coficiente Estimado	Error Estándar	Variable	Significatividad Individual(LR)*
GRUPO 2	C	3.15477	1.41842	R3	9.029712 (.0289)
	R3	-.351461	.220285		
	R14	-2.86192	1.32327		
	R29	-.016322	.037021	R14	23.83433 (.00003)
	R5	-.255531	.294509		
	R24	-5.06884	3.94300		
GRUPO 3	C	2.42510	.513725	R29	13.3017 (.00403)
	R3	.022172	.040479		
	R14	-.063626	.222163		
	R29	.779414E-02	.017329	R5	8.293539 (.04032)
	R5	.093334	.133964		
	R24	-1.57824	2.05549		
GRUPO 4	C	3.37197	2.18341	R24	5.385016 (.14568)
	R3	-.251615	.261489		
	R14	-3.79141	1.77828		
	R29	-2.42475	1.20896	Significatividad Conjunta(LR)*	
	R5	-.901410	.853573		
	R24	6.28591	4.63399		
R ² (LR)=.1521145		COTA SUPERIOR=.68641		PSEUDO R ² =.22161	
					50.98812 (.00001)

Cuadro 15. Medias muestrales de los efectos marginales en el Modelo II.

	Parámetro	P-valor
GRUPO 1	$\partial P1/\partial R3$.00016628 [963]
	$\partial P1/\partial R5$	-.0036624 [369]
	$\partial P1/\partial R14$.020556 [690]
	$\partial P1/\partial R24$.10936 [750]
	$\partial P1/\partial R29$.0039137 [500]
GRUPO 2	$\partial P2/\partial R3$	-.015888 [357]
	$\partial P2/\partial R5$	-.013437 [301]
	$\partial P2/\partial R14$	-.1171 [802]
	$\partial P2/\partial R24$	-.17067 [481]
	$\partial P2/\partial R29$.0027714 [481]
GRUPO 3	$\partial P3/\partial R3$.02045 [292]
	$\partial P3/\partial R5$.035835 [247]
	$\partial P3/\partial R14$.16520 [578]
	$\partial P3/\partial R24$	-.095062 [415]
	$\partial P3/\partial R29$.040825 [795]
GRUPO 4	$\partial P4/\partial R3$	-.00479 [743]
	$\partial P4/\partial R5$	-.018736 [584]
	$\partial P4/\partial R14$	-.068626 [591]
	$\partial P4/\partial R24$.15637 [698]
	$\partial P4/\partial R29$	-.04751 [595]

Cuadro 16. Nivel de bondad de ajuste de los modelos.

	R ² (LR)	COTA SUPERIOR	PSEUDO R ²
MODELO I	.1372116	.68641	.199897
MODELO II	.1521145	.68641	.22161
MODELO III	.009222	.42664	.0216

De la estimación de los dos modelos alternativos extraemos como consecuencia principal, que en el Modelo II las estimaciones se ajustan mejor a los valores muestrales (mayor nivel de bondad de ajuste), sin embargo el ratio R24 es significativo únicamente a un nivel de aproximadamente el 85%. Además, en términos de significatividad conjunta los P-valores correspondientes a los estadísticos LR son en ambos casos 0.00001.

En el Modelo II aparece una variable explicativa adicional: la R24, definida como la razón entre créditos y total de activos. Las derivadas de la probabilidad estimadas son positivas para las empresas del grupo 1 y 4 (cuadro 15).

Era de prever este signo en la derivada de las empresas en crisis; debido al importante volumen que alcanzan los créditos pendientes de cobro de estas empresas frente a su nivel de activo.

Finalmente si comparamos los resultados obtenidos para la estimación del Modelo I y II observamos que dos valores presentan signos contradictorios. Concretamente $\hat{\beta}_{25}$ es negativo en el cuadro 6 mientras que es positivo en el cuadro 14. Por otra parte en el cuadro 7 $\partial P1/\partial R3$ es negativa mientras que al estimar el Modelo II es positiva (cuadro 15).

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALTMAN, E. [1968]: "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy", *Journal of Finance* 23, septiembre: 589-609.
- ALTMAN, E.I. [1984]: "The Success of Business Failure Prediction Models: A International Survey", *Journal of Banking and Finance*, núm. 8: 171-198.
- BARNES, P. [1990]: "The prediction of takeover targets in the U.K. by means of multiple discriminant", *Journal of Business & Accounting*, núm. 17, Spring: 73-84.
- BARNES, P. [1999]: "Predicting UK Takeover Targets: Some Methodological Issues and an Empirical Study", *Review of Quantitative Finance Accounting*, núm.12-3: 283-301.
- BARNIV, R. y MCDONALD, J. [1999]: "Review of Categorical Models for Classification Issues in Accounting and Finance", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, núm. 13, pp. 39-62.
- BELKAOUI, A. [1978]: "Financial ratios as predictors of canadian takeovers", *Journal of Business & Accounting*, núm. 5: 93-107.
- BEAVER, W. H. [1966]: "Financial Ratios as Predictors of Failure", Empirical Research in Accounting: Selected Studies 1966, Supplement to V. 4 of *Journal of Accounting Research*: 71-111.
- CASTAGNA, A.D. y MATOLCSY, Z.P. (1976): "Financial Ratios as Predictors of Company Acquisitions", *Journal of the Securities Institute of Australia*, núm. 6: 6-10.
- CARTWRIGHT, S. y COOPER, C.L. [1996]: *Managing mergers acquisitions and strategic alliances: integrating people and cultures*, Butterworth Heinemann Ltd, tercera edición, Oxford.
- CRAGG, J.G. y UHLER R. [1970]: "The Demand for automobiles", *Canadian Journal of Economics*, vol. 3: 386-406.
- DIETRICH, J.K. y SORENSEN, E. [1984]: "An application of logit analysis to prediction of merger targets", *Journal of Business Research*, núm.12: 393-402.

- FERNANDEZ PALACIOS, J. y MAESTRO, J.L. [1991]: Manual de Contabilidad y Análisis Financiero de Seguros, Centro de Estudios del Seguro, S.A., Madrid.
- FRYDMAN H., ALTMAN, E. y KAO, D. [1985]: "Introducing Recursive Partitioning for Financial Classification: The Case of Financial Distress", *Journal of Finance*, March: 269-291.
- GALLEGO, A.M., GÓMEZ, J.C. y YAÑEZ, L. [1997]: "Modelos de Predicción de Quiebras en Empresas no Financieras", *Actualidad Financiera*. Nueva Época,, núm 5: 3-14.
- GAUGHAN, P.A.[1996]: *Mergers, Acquisitions and Corporate Restructuring*, John Wiley & Sons, Inc., New York.
- GREEN, W.H.[1997]: *Econometric Analysis*, Prentice-Hall International, Inc, 3ªed.
- HARRIS, R.S.; STEWART, J.F. y CARLETON, W.T. [1982]: "Characteristics of acquired firms: fixed and random coefficients probit analyses", *Southern Economic Journal*, Volume 49, July: 164-184.
- JENSEN, M.C. [1994]: "Takeovers: their causes and consequences", en GAUGHAN, P. *Readings in mergers and acquisitions*, Basil Blackwell, Cambridge, Massachussetts.
- LAFFARGA J.; MARTÍN, J.L. y VÁZQUEZ, M.J. [1985]: "El Análisis de la Solvencia de las Instituciones Bancarias: Propuesta de una Metodología y Aplicaciones a la Banca Española", *Esic-Market*, núm.48, abril-junio: 51-73.
- LAITINEN, T. y M. KANKAANPÄÄ [1999]: "Comparative Analysis of Failure Prediction Methods: The Finnish Case", *The Accounting Review*, núm. 8-1: 67-92.
- LÓPEZ GRACIA, J.; GANDÍA, J.L y MOLINA, R. [1998]: "La Suspensión de Pagos en las Pymes: Una Aproximación Empírica", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XXVII, núm. 94, enero-marzo: 71-95.
- LÓPEZ HERRERA, D.; MORENO, J. y RODRÍGUEZ, P. [1994]: Modelos de Previsión de Fracaso Empresarial: Aplicación a Entidades de Seguros en España", *Esic-Market*, núm .84, abril-junio: 83-125.
- LEV, B. [1983]:"Observations on the merger prenomemon and a review of the evidence", *Midland Corporate Finance Journal*, Winter: 6-16.

- MACE, M.L. y MONTGOMERY, G.G.[1990]: *Fusiones y adquisiciones. Guía para la compra, venta y fusión de empresas*, Oikos-tau, Barcelona.
- MANNE, H.G. [1965]: “Mergers and the market for corporate control”, *Journal of Political Economy*, núm. 73: 110-119
- McCANN, J.E. y GILKEY, R. [1990]: *Fusiones y adquisiciones de empresas*, Ediciones Díaz de Santos, Madrid.
- MORA ENGUÍDANOS, A. [1996]: *El contenido informativo de los datos contables para las decisiones de inversión*, Instituto de Contabilidad y Auditoría de Cuentas, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- NERLOVE, M., y PRESS, S. [1973]: “Univariate and Multivariate Log-Linear and Logistic Models” *RAND-R1306-EDA/NIH*, Santa Mónica.
- ODOM, M. y R. SHARDA [1992]: “A Neural Network Model for Bankruptcy Prediction”, en TRIPPI, R. y E TURBAN (eds), *Neuronal Networks in Finance and Accounting*, Probus Publishing, Chicago.
- HLSON, J. [1980]:“Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy”, *Journal of Accounting Research*, Spring: 109-131.
- PALEPU, K.G. [1986]: “Predicting Takeover Targets. A Methodological and Empirical Analysis”, *Journal of Accounting and Economics*, Volume 8: 3-35.
- PINA, V.[1989]:”La Información Contable en la Predicción de la Crisis Bancaria 1977-1985”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, XVIII, núm. 58, enero-marzo: 309-338.
- PISÓN FERNÁNDEZ, I; RAMOS STOLLE, A y BUSCH GÓMEZ, E. [1990]: “Planificación estratégica de las fusiones y adquisiciones”, *Esic-Market*, julio-septiembre: 87-103.
- POST, A.M. [1994]: *Anatomy of a Merger.The causes and effects of mergers and acquisitions*, Prentice-Hall, Inc., New Jersey.
- REES, B. [1995]: *Financial Analysis*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, Nj 07632, 2ª ed., London.

- ROCHINA BARRACHINA, M.E. [1994]: “Probabilidad de absorción en empresas de seguros”, *Revista de Economía Aplicada*, vol. 11, núm.5: 139-149.
- RODRÍGUEZ ACEBES, M.C. [1990]: *La Predicción de las Crisis Empresariales, Modelos para el Sector Seguros*, Universidad de Valladolid.
- RODRÍGUEZ FERNÁNDEZ, J.M: [1987]:“Crisis en los Bancos Privados Españoles: un Modelo Logit”, *Investigaciones Económicas (Suplemento)*: 59-65.
- ROLL, R. [1996]: “The hubris hypothesis of corporate takeovers”, *Análisis Financiero*, núm. 68: 22-38.
- SERRANO, C. y B. MARTÍN DEL BRÍO [1993]: “Predicción de la Crisis Bancaria mediante el empleo de Redes Neuronales Artificiales”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad* nº 74, XXII: 153-176.
- SIMKOWITZ, M. y MONROE, R. [1972]: “A Discriminant Analysis Function for Conglomerate Targets”, *The Southern Journal of Business*, November: 1-16.
- SINGH A. [1975]: “Take-overs, Economic Natural Selection, and the Theory of the Firm: Evidence from the Postwar United Kingdom Experience”, *The Economic Journal*, Volume 85, September: 497-515.
- STEVENS, D.L. [1973]: “Financial characteristics of merged firms: a multivariate analysis”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, March: 149-158.
- TRAUTWEIN, F. [1990]:” Merger motives an merger prescriptions”, *Strategic Management Journal*, Volume 11, May-June: 283-295.
- TZOANNOS, J. y SAMUELS, J.M.[1972]: “Mergers and Takeovers: The Financial Characteristics of Companies Involved”, *Journal of Business Finance*, Volume 4, núm. 3: 5-15.
- VAN HORNE [1995]: *Financial Management and policy*, Prentice Hall, Inc., Englewood Cliffs, thenth edition, New Jersey.
- VÁZQUEZ ORDÁS, C.J. [1992]: “Perfil característico de las empresas españolas objetivo de fusiones”, *Investigaciones Económicas*, Vol. XVI, núm. 3: 489-499.

WALTER, R. [1994]: “The Usefulness of Current Cost Information for Identifying Takeover Targets and Earning Above-Average Stock Returns”, *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, núm 9: 349-77.

WASLEY, R. y LANE, W. [1983]: “A Financial Profile of Merged Firms”, *Review of Business and Economic Research*, núm. 65: 87-89.

WESTON, J.F.; CHUNG, K.S. y HOAG, S.E. [1990]: *Mergers, Restructuring, and Corporate Control*, Prentice-Hall, Inc., New Yersey.

ZMIJEWSKI, M.E. [1984]: “Methodologicas Issues Related to the Estimation of Financial Models”, *Journal of Accounting Research Suplement*, núm. 22: 59-86.