

PROBABILIDAD DE ABSORCIÓN EN EMPRESAS DE SEGUROS*

MARÍA ENGRACIA ROCHINA
Universidad de Valencia

El propósito de este trabajo es estudiar las características diferenciales que presentan las empresas objetivo de absorción horizontal¹ en el sector de seguros en nuestro país frente a aquellas que actúan como absorbentes. Para ello, y tras examinar la disponibilidad estadística de datos microeconómicos², la muestra objeto de análisis se compone de 208 empresas, de las cuales 105 han sido empresas absorbentes y las restantes, 103 empresas, absorbidas durante el período 1986-1992. El listado de empresas participantes en el proceso de fusiones por absorción proviene de la información facilitada por las estadísticas anuales de la Dirección General de Seguros. Para cada una de estas empresas se calcula un conjunto de variables económico-financieras que nos sirven para caracterizar a las empresas de la muestra. A diferencia de estudios previos que utilizan una metodología que clasifica simplemente a las empresas entre adquiridas y adquirentes, nosotros empleamos las técnicas de análisis probit y logit. Estas especificaciones parten del supuesto de que las características de una empresa pueden utilizarse para construir un índice inobservable de su atractivo como absorción potencial, lo que implica la incorporación implícita de una tarea de decisión por parte de las empresas adquirentes. Ambas modelizaciones nos ofrecen un medio para estimar la probabilidad de que una empresa sea adquirida tanto como la contribución de una característica particular a esa probabilidad.

El trabajo se divide en cinco apartados. En el primero se describen brevemente las técnicas econométricas utilizadas. El segundo se centra en el detalle de las medidas empíricas específicas empleadas. El apartado tercero presenta los

(*) Se agradecen los valiosos comentarios de los evaluadores anónimos. También se quiere agradecer el continuo estímulo de José Antonio Martínez Serrano y la inestimable ayuda de Andrés Picazo Tadeo. La responsabilidad por los posibles errores es atribuible exclusivamente al autor.

(1) Con ello, el ámbito se reduce sólo a adquisiciones dentro de la misma industria, lo que permite eliminar un problema que otros estudios empíricos enfrentan, esto es, la legitimidad de incluir empresas de diferentes industrias sin ciertos matices. Este problema surge como consecuencia de las distintas características inter-industria que hacen muchas veces no comparables las variables explicativas seleccionadas.

(2) Las fuentes de información que hemos utilizado son los Anuarios Estadísticos de la Dirección General de Seguros y las Estadísticas de Seguros Privados publicadas anualmente por la Patronal de Seguros en España, UNESPA.

resultados de los modelos y en el cuarto se sintetizan las conclusiones y se pone de relieve la aportación de la metodología seguida en este campo de estudio.

1. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

Puesto que el fenómeno a explicar es el de la ocurrencia de un determinado suceso, tomamos como variable dependiente una variable ficticia, con un valor de 1 si la empresa considerada pertenece al grupo de empresas absorbidas en la muestra y de 0 si pertenece al grupo de las absorbentes. Con una variable dependiente binaria como la anterior, la estructura de las perturbaciones en un modelo de regresión lineal es bimodal y, por lo tanto, las estimaciones por el método de los mínimos cuadrados ordinarios (que supone una distribución normal para las perturbaciones) son ineficientes. Por este motivo utilizamos las técnicas de análisis probit y logit³ que se caracterizan por presentar una estructura de las perturbaciones con propiedades más deseables y que aseguran que los valores estimados de la variable dependiente —que debe ser interpretada en términos de probabilidad en estos modelos— se encuentran en el intervalo cerrado 0-1. A través de ambos modelos⁴ estimamos la probabilidad de que la variable dependiente tenga un valor igual a uno, es decir, la probabilidad de que una empresa con determinadas características sea absorbida. Se aplican técnicas de estimación por máxima verosimilitud⁵ sobre la transformación normal y logística del modelo de regresión lineal.

El modelo probit supone

$$P(Y = 1) = \int_{-\infty}^{x\beta} \Phi(\lambda) d\lambda$$

mientras que el modelo logit

$$P(Y = 1) = \frac{1}{1 + e^{-x\beta}}$$

donde x es un vector de variables que describe las características relevantes de la empresa; β es un vector de coeficientes fijos y $\Phi(\lambda)$ es la función de densidad de una variable aleatoria que se distribuye normal estándar con media cero y varianza unitaria. A pesar de que los valores de $x\beta$ no están restringidos, las transformaciones normal y logística aseguran que la $P(Y=1)$ se encuentra dentro del intervalo $[0, 1]$. Cuando $x\beta = 0$, $P(Y = 1) = 0,5$; es decir, la empresa tiene igual probabilidad de ser catalogada como absorbida que de ser catalogada absor-

(3) Un mayor detalle en el desarrollo de estas metodologías puede encontrarse en Amemiya (1981), Chow (1983), Aldrich y Nelson (1984) y Judge *et al.* (1985).

(4) El grado de coincidencia existente entre los modelos probit y logit se explica por el estrecho parecido de las distribuciones normal y logística que lleva a que sea difícil distinguirlos estadísticamente a menos que se tenga un número extremadamente grande de observaciones y, además, muchas de ellas en las colas de la distribución [Chambers y Cox (1976)]. En definitiva, la existencia de una escasa justificación teórica para elegir entre una formulación u otra en la mayoría de los modelos de elección binaria, donde el logit no es más que una buena aproximación al probit, nos ha conducido a presentar las dos modelizaciones.

(5) Los estimadores hallados así son consistentes, eficientes y poseen una distribución asintóticamente normal.

bente. Esta característica permite al modelo predecir que una empresa va a ser absorbida cuando $x\beta > 0$, donde $x\beta$ es una variable no observable que se supone que es función lineal de las variables independientes consideradas y cuyo nivel crítico se corresponde con el valor cero. Actúa de índice del atractivo de una empresa como absorción potencial.

2. LA MEDICIÓN DE LAS CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA: VARIABLES A EMPLEAR

El conjunto inicial de variables elaboradas para las empresas de la muestra pretende caracterizar a éstas sobre la base de su liquidez, posición deudora, rentabilidad, nivel de actividad, tamaño, solvencia, garantía a los acreedores, crecimiento y mercado de productos en que operan⁶. Las variables que finalmente presentamos se corresponden con el subgrupo que tiene una significatividad estadística aceptable y un buen poder discriminante. Así, hemos seleccionado para cada empresa de la muestra un total de cinco variables calculadas a partir de datos contables que han sido obtenidos de los estados financieros pertenecientes a los tres ejercicios previos a la absorción. Seguidamente recogemos las medidas empíricas específicas usadas en este estudio, que se agrupan en tres categorías: garantía a terceros, tamaño y rentabilidad.

a) Garantía a terceros

1. MG2: Media de la *ratio* de garantía o distancia a la quiebra de los dos ejercicios previos a la fusión. $G = \text{Activo Real} / \text{Pasivo exigible}$, donde el activo real se corresponde con el activo total al que se ha deducido el activo ficticio. La *ratio* representa la garantía que ofrece la empresa a terceros, pues tiene en cuenta todos los bienes de la misma, excluyendo los activos ficticios.

En relación con las entidades de seguros, esta *ratio* nos sirve para calcular si una compañía con déficit en el margen de solvencia o fondo de garantía dispone de recursos suficientes para, ante la posible suspensión de su actividad y apertura de un proceso liquidador, al menos atender todas las obligaciones ya contraídas. Precisamente, dada la exigencia legal del margen de solvencia, una entidad de funcionamiento normal ha de presentar en esta *ratio* un valor netamente superior a la unidad.

2. MF3: Media de la *ratio* de solvencia a largo plazo de los tres ejercicios previos a la fusión. $F = \text{Activo Fijo Real} / \text{Pasivo Exigible a largo plazo}$; representa la garantía de los acreedores a largo plazo. Las entidades aseguradoras deben, por la propia naturaleza de su función, preocuparse por su sobrevivencia a largo plazo.

b) Tamaño

AML: Logaritmo natural del tamaño medio de la empresa en los tres ejercicios previos a la fusión, medido éste por los activos reales.

c) Rentabilidad

1. RT: Tasa de crecimiento de la rentabilidad económica de los recursos permanentes en los tres años previos a la fusión. $RERP = (\text{Cash Flow Generado})$

(6) Entre otros estudios empíricos previos que utilizan todos o parte de estos factores para caracterizar a una empresa que participa en un proceso de fusión o adquisición, se encuentran Stevens (1973), Singh (1975), Schwartz (1982) y Harris *et al.* (1982).

+ coste de la financiación ajena a largo plazo) / Recursos Permanentes invertidos en la explotación. La tasa de crecimiento de esta *ratio* nos mide el incremento en la eficiencia de uso de los recursos permanentes en la explotación.

2. MRERP2: Media de las *ratios* de rentabilidad económica de los recursos permanentes de los dos años previos a la fusión.

Distintas variables utilizadas para medir los conceptos de liquidez, nivel de actividad, crecimiento y orientación en el mercado de productos de las empresas fueron desechadas en una fase previa a esta presentación definitiva dada su baja significatividad estadística. Teóricamente se puede apoyar una mayor liquidez de las empresas compradas frente a las compradoras si partimos del supuesto de que las primeras son más pequeñas y tienen por ello costes de acceso a la financiación externa más elevados⁷, lo que lleva a un mayor atesoramiento de liquidez. Que esta característica diferencial no aparezca en el estudio puede explicarse [véase Martínez Rego (1992)] por el importante porcentaje que representan las inversiones en tesorería con respecto a las inversiones totales en la mayor parte del período y, en general, en todas las empresas del sector. Las causas se centran, fundamentalmente, en las exigencias reglamentarias para garantizar la liquidez en el pago de siniestros, en la rentabilidad relativamente alta de las Letras del Tesoro y de los depósitos de alta remuneración, en el coste de iliquidez como consecuencia de los elevados tipos de interés existentes y en el interés del 20 por ciento que fija la legislación en el supuesto de demora en el pago de las indemnizaciones.

Pautas diferenciales de crecimiento de la productividad y del volumen de negocio (o grado de actividad de la empresa) no son estadísticamente relevantes. Por lo tanto, no se apoya la hipótesis de que las empresas absorbidas consiguen pautas de crecimiento más lentas ni tampoco la hipótesis alternativa, que avala un comportamiento contrario si éstas entran dentro del objetivo de empresas maduras que quieren acceder a nuevas posibilidades de crecimiento.

La variable de orientación en el mercado de productos que tiene sentido en el sector es la dedicación de una empresa a los ramos no vida. Ello obedece al reconocimiento de que son estos ramos los que precisan de una mayor reestructuración dentro del sector, debido tanto a las características de tamaño de las empresas como de capitalización, rentabilidad y concentración [véase Esteban Jodar (1993)]. Como consecuencia, precisamente, de la insuficiente capitalización, el proceso de reestructuración ha conducido a que una buena parte de empresas desaparecieran y otras se hayan reagrupado a través de fusiones. Sin embargo, una variable ficticia no vida presenta un coeficiente que es indistinguible de cero, lo que encuentra su explicación en la naturaleza del estudio que se realiza. Dentro del sector de seguros posiblemente existe una mayor probabilidad de absorción de una empresa que se dedica a los ramos no vida, pero este nexo se pierde si trabajamos sólo con el grupo de empresas absorbidas y absorbentes, donde la mayor parte de empresas dedicadas a los ramos no vida son absorbidas por otras también pertenecientes a dichos ramos.

(7) Entre las motivaciones señaladas en la literatura para realizar una fusión se encuentra la de reducir el coste de capital de una empresa. Se ha comprobado que, habitualmente, las grandes empresas tienen un mejor acceso a los mercados de capital y también se benefician de ahorros significativos en costes cuando cubren sus necesidades financieras. Este ahorro de costes presumiblemente refleja la existencia de economías de escala en la financiación y la disminución de los riesgos de los prestamistas, al contar éstos, en caso de impago, con los mayores avales que se derivan de una empresa de mayor tamaño.

Como es fácil observar, tal y como se han planteado las variables, se trata de un análisis de corte transversal basado en el cálculo de *ratios* económico-financieros. En la práctica, no es posible determinar desde cuanto tiempo antes a la fecha de la fusión aparece información que, finalmente, resulta relevante para que una empresa determinada sea absorbida. En este estudio, se emplean de uno a tres períodos anuales para las mediciones.

3. RESULTADOS EMPÍRICOS

El Cuadro 1 presenta los resultados de la estimación de los coeficientes β de los modelos probit y logit con las variables que finalmente fueron consideradas. La segunda y cuarta columna contienen las estimaciones de los coeficientes de ambos modelos descritos para el cálculo de probabilidades de absorción. La información presentada en este cuadro nos permite realizar comparaciones directas entre las dos modelizaciones. Así, podemos examinar, en primer lugar, la bondad del ajuste de los modelos estimados mediante el uso del estadístico Chi-Cuadrado presentado a pie del cuadro. De su análisis se concluye que son estadísticamente significativos a un nivel del 99,5 por ciento. Por último, quizá el mejor modo de ver tanto la capacidad explicativa de los modelos como su poder discriminante se obtiene si una vez calculadas probabilidades de absorción basadas en los modelos se comparan los valores predichos para la variable endógena y los realmente observados. Para ello, presentamos los Cuadros 2.1 y 2.2, donde aparecen dos tablas de frecuencias⁸ a partir de las cuales se han calculado los porcentajes de clasificación correcta de los modelos. Los totales por filas representan el número de observaciones cero (empresas absorbentes) y el número de observaciones uno (empresas absorbidas) que recoge la muestra de 208 empresas. Los totales por columnas nos indican el número de ceros y unos que predice cada uno de los modelos estimados si se aplican al total de observaciones de la muestra. A continuación realizamos una lectura de los datos del cuadro 2.1 y obviamos por simetría la explicación del cuadro 2.2. En la columna de ceros se observa cómo el modelo probit predice correctamente 85 casos de empresas absorbentes y erróneamente como ceros 26 empresas que aparecen en la muestra como empresas absorbidas. De igual modo, de la columna de unos se observa que el modelo predice bien 77 empresas y no lo hace al catalogar como empresas absorbidas a 20 empresas que son absorbentes. Los distintos porcentajes de clasificación correcta del modelo se han calculado a través del cociente entre el número de observaciones de un tipo determinado que se predice correctamente y el total de empresas de la muestra que, efectivamente, pertenece a ese grupo. Así, el porcentaje de aciertos en las observaciones uno indica la proporción que las empresas correctamente predichas como unos (77) representan sobre el total de unos en la muestra (103). De los porcentajes que aparecen recogidos a pie de ambos cuadros se extrae la conclusión de que los niveles predictivos son buenos tanto para los dos subgrupos de la muestra como para el total. Los dos modelos se ajustan a los datos casi a los mismos niveles.

(8) Una tabla de frecuencias no es más que una clasificación de las empresas sobre la base de las probabilidades que el modelo correspondiente asigna. Estas probabilidades son estimaciones de la verdadera probabilidad de absorción.

Cuadro 1: COEFICIENTES ESTIMADOS EN LOS MODELOS PROBIT Y LOGIT, EMPRESAS ABSORBIDAS Y ABSORBENTES, 1986-1992

Variables	Probit ¹		Logit ²	
	Coefficientes (error estándar)	Estadístico t	Coefficientes (error estándar)	Estadístico t
Constante	7,7044**** (1,187)	6,492	13,387**** (2,229)	6,007
MG2	-0,2212**** (0,0510)	-4,339	-0,3774**** (0,0899)	-4,199
MF3	-0,0845** (0,0346)	-2,443	-0,1520** (0,0591)	2,574
MRERP2	-1,2208* (0,6856)	-1,781	-1,8873* (1,186)	-1,592
RT	0,0931*** (0,0308)	-3,021	-0,1719*** (0,0544)	-3,161
AML	-0,7805**** (0,1275)	-6,122	-1,3611**** (0,2386)	-5,704

- Significativo al 0,1% (****), al 0,5% (***), al 1% (**) y al 10% (*).

1 Logaritmo de la función de verosimilitud = -110,3208

Chi-Cuadrado (5) = 67,6885 > Chi-Cuadrado_{0,5%} (5) = 16,75

2 Logaritmo de la función de verosimilitud = -109,9050

Chi-Cuadrado (5) = 68,5199 > Chi-Cuadrado_{0,5%} (5) = 16,75

Cuadro 2.1

Frecuencias Probit	Predichas		Total
	0	1	
Reales	0	1	
0	85	20	105
1	26	77	103
Total	111	97	208

Aciertos observaciones totales: 77,88%

Aciertos observaciones cero: 80,95%

Aciertos observaciones uno: 74,76%

Cuadro 2.2

Frecuencias Logit	Predichas		Total
	0	1	
Reales	0	1	
0	84	21	105
1	25	78	103
Total	109	99	208

Aciertos observaciones totales: 77,88%

Aciertos observaciones cero: 80,00%

Aciertos observaciones uno: 75,73%

Si volvemos de nuevo a la información proporcionada por el Cuadro 1, pero esta vez con el objetivo de analizar los coeficientes estimados, su signo y su significatividad, vemos que todas las variables están negativamente relacionadas con la probabilidad de una empresa de ser absorbida. Las variables más significativas son la *ratio* media de distancia a la quiebra en los dos años previos a la fusión (MG2) y el tamaño de la empresa (AML), medido como el logaritmo natural de los activos reales medios de la empresa durante los tres años previos a la fusión. Las siguientes variables por orden de significatividad son la tasa de crecimiento de la rentabilidad económica de los recursos permanentes (RT) en los tres años previos a la operación y la *ratio* media de solvencia a largo plazo (MF3). Por último, con un grado de significatividad algo más bajo encontramos la media de la rentabilidad económica de los recursos permanentes en los dos años anteriores a la fusión (MRERP2).

Tanto si nos basamos en criterios de bondad en el ajuste como en comparaciones de parámetros individuales estimados, existe poca diferencia de resultados entre las dos técnicas. Las diferencias de escala⁹ entre los coeficientes en las estimaciones probit y logit no plantean ningún problema conceptual puesto que en estos modelos los coeficientes β estimados no indican el efecto en la probabilidad de que una empresa sea absorbida debido a un incremento unitario en la correspondiente variable explicativa, sino que miden la relación lineal entre el índice estimado del atractivo de una empresa como absorción potencial y las variables explicativas. Si bien el signo del coeficiente indica la dirección del cambio en la probabilidad, la magnitud de este cambio no sólo depende de los coeficientes β , sino también de las variables x y de la función de distribución acumulada seleccionada para realizar la transformación de los valores libres de $x\beta$ dentro de los extremos lógicos de la probabilidad.

Un modo de presentar los efectos de los distintos factores sobre la probabilidad de absorción es calculando las probabilidades estimadas para algunas empresas tipo y ver cómo varían éstas cuando cambian los distintos factores. Como puede verse en el Cuadro 3, los modelos probit y logit asignan una probabilidad de adquisición ligeramente superior al 80 por ciento a una empresa hipotética con las características medias de la empresa absorbida, en torno al 24 por ciento a una empresa con las características medias de la empresa absorbente y del orden del 54 por ciento a una empresa con las características medias de la muestra. La probabilidad de absorción que dan a la empresa media de las absorbidas dista bastante de una probabilidad puramente aleatoria (apriorística) del 50 por ciento, lo que representa un factor más a favor de los modelos estimados. El Cuadro 3 muestra, al mismo tiempo, los cambios en la probabilidad de absorción de la empresa con las características medias de la muestra cuando todas las variables menos una permanecen en sus valores medios, y la variable en cuestión se hace variar desde dos desviaciones estándar por debajo de su media hasta dos desviaciones estándar por encima. Los impactos más altos en la probabilidad están asociados con las variables que miden la distancia a la quiebra de la empresa (MG2), el tamaño (AML) y la tasa de crecimiento de la rentabilidad económica

(9) Las estimaciones de los coeficientes β no son comparables de un modo automático puesto que existe entre ellas una diferencia de escala. Los coeficientes logit en general son aproximadamente 1,8 veces mayores que los mismos coeficientes del modelo probit. Una vez hecha esta corrección, los dos grupos de coeficientes difieren muy poco.

Cuadro 3: PROBABILIDAD DE ABSORCIÓN (1986-1992) (PROBABILIDAD DE LA MUESTRA APROXIMADAMENTE IGUAL AL 50%)*

Modelo	Caso	P(Y=1)	MG2	MF3	MRERP2	RT	AML
Probit	A) Empresa con las características medias de la muestra	53,13	9,36 (93,14) -83,78	33,97 (71,24) -37,27	24,64 (80,41) -55,77	6,28 (92,24) -85,96	7,49 (93,97) -72,75
	B) Empresa con las características medias de la empresa absorbida	80,85					
	C) Empresa con las características medias de la empresa absorbente	24,44					
Logit	A) Empresa con las características medias de la muestra	54,27	9,48 (93,19) -83,71	32,89 (73,63) -40,74	26,99 (79,45) -52,46	2,87 (96,01) -93,14	7,58 (94,03) -86,45
	B) Empresa con las características medias de la empresa absorbida	82,83					
	C) Empresa con las características medias de la empresa absorbente	23,37					

* Ciento tres empresas fueron adquiridas de una muestra total de 208. 103/208 aproximadamente igual al 50%.

Nota: las cifras en cursiva son los cambios en la probabilidad de absorción de la empresa cuando se producen variaciones de cuatro desviaciones estándar en las variables individuales mientras el resto de variables permanecen en sus valores medios.

de los recursos permanentes (RT), que son, a su vez, las más significativas en los dos modelos. En el caso de la variable RT el impacto se debe no tanto al tamaño de su coeficiente como al amplio rango de valores en el que esta variable se mueve. Nótese cómo los signos de los cambios son coherentes con los signos de los coeficientes estimados para cada variable.

Tras el estudio estadístico de los modelos podemos concluir que éstos presentan significatividad estadística y son capaces de identificar diferencias entre las empresas absorbentes y las absorbidas. Los signos de los coeficientes que acompañan a las variables indican que la predisposición de una empresa a ser absorbida

disminuye —o aumenta— conforme aumentan —o disminuyen— las variables de distancia a la quiebra o *ratio* de garantía, el nivel de solvencia a largo plazo, el tamaño, la rentabilidad y su comportamiento. De aquí deducimos que las empresas objetivo de absorción, por término medio y en relación a las empresas absorbentes, tienen menores *ratios* de garantía o distancia a la quiebra, sus niveles de solvencia a largo plazo representan garantías menores de cobro para los acreedores de la empresa a largo plazo, son más pequeñas y consiguen rentabilidades y tasas de crecimiento de la rentabilidad más moderadas. Como veremos, estas variables son coherentes con ciertas teorías explicativas de los procesos de fusiones y adquisiciones empresariales de tipo horizontal.

Son varios los factores a favor de un tamaño relativo superior de las empresas adquirentes frente a las adquiridas. En primer lugar, cuando se plantea un objetivo de adquisición puede haber elevados costes implícitos en el proceso de búsqueda de la empresa adecuada o de otro tipo de información relevante, así como en el desembolso final de fondos que supone la compra efectiva. Las empresas más grandes pueden estar en mejores condiciones para superar estos costes [véase Linch (1971)]. En segundo lugar, las empresas de tamaño superior son proclives a la adquisición de otras relativamente menores debido a la mayor facilidad de integración de una empresa pequeña en una estructura organizativa ya existente. Diversos estudios empíricos han llegado al resultado de que una de las razones básicas para el fracaso de una fusión es la inadecuada gestión del proceso de acoplamiento de las empresas implicadas, cuya dificultad está estrechamente ligada al mayor tamaño de la empresa adquirida. El menor tamaño se revela como uno de los indicadores de éxito de las fusiones [véase Jacquemin (1990)]. La misma consecución de economías de escala se puede ver eclipsada por la aparición de las diseconomías típicas de la gran organización (dificultad de gestión, falta de fluidez de los canales de información o menor flexibilidad de adaptación a una demanda cambiante, entre otros). Por último, desarrollamos un argumento a favor del mayor tamaño de las empresas adquirentes que parte de las teorías del mercado del control corporativo. Esto nos va a permitir la consideración del papel de una nueva variable: la rentabilidad. Esta teoría, que parte del supuesto de separación entre la propiedad y el control de las grandes empresas, defiende que la gerencia de la empresa prefiere perseguir un objetivo de crecimiento de la entidad a su cargo frente a un objetivo de maximización de la riqueza de los accionistas [véase Manne (1965)]. Este comportamiento se debe a que tanto su remuneración como su *status* aparecen normalmente ligados en mayor medida al tamaño que a la rentabilidad de la empresa. Los intentos de contraste de la teoría del mercado del control corporativo, en las fusiones horizontales¹⁰, indican que se adquieren habitualmente empresas pequeñas y con baja rentabilidad, de donde no debe derivarse una excesiva rentabilidad de las empresas compradoras, ya que para ellas, si seguimos el marco que plantea esta teoría, el objetivo principal del ejecutivo es más el nivel de crecimiento que la búsqueda de rentabilidad [véase Hughes (1989)]. Tasas de crecimiento de la rentabilidad inferiores para las empresas absorbidas pueden obedecer a que los aumentos de rentabilidad llevan a los propietarios de las mismas a ser más reacios a la absorción.

(10) En un caso más general, los resultados sobre la rentabilidad diferencial de las empresas adquiridas son ambiguos dependiendo del período de análisis y de que el espacio geográfico sea el de la Comunidad Europea o EEUU [véase Ravenscraft y Scherer (1987)].

Si asociamos el riesgo de quiebra de una empresa con la *ratio* de garantía o distancia a la quiebra, por otra parte relacionado con la *ratio* de solvencia a largo plazo¹¹, podemos defender el hecho de que para muchas empresas del sector de seguros la alternativa a la liquidación es una operación de fusión con otra empresa del sector que pueda dar solución a sus problemas financieros. Comúnmente, se piensa que las fusiones sirven como vía de escape eficiente para empresas que de otro modo se liquidarían por quiebra [para una apreciación sobre este punto de vista, véase Scherer y Ross (1990)].

4. CONCLUSIONES

Los resultados empíricos del estudio confirman un comportamiento diferencial de las variables entre empresas absorbidas y absorbentes que nos lleva a concluir que éstas últimas han estado adquiriendo empresas relativamente pequeñas, con problemas patrimoniales, financieros y de gestión que las conducían a enfrentarse a un horizonte poco sostenible en el medio y largo plazo. Como motivos de absorción podríamos citar con cautela y, a falta de contrastación empírica, los objetivos de una gerencia que espera mejorar la gestión de la empresa absorbida y la consecución, a través de la fusión de organizaciones de mayor entidad que sepan aprovechar mejor las economías de escala que existen¹² y que logren asentar una posición más firme en un mercado atomizado.

La aportación de este trabajo es doble. Por un lado, se trata del único estudio de este tipo realizado sobre empresas del sector de seguros en España. Por otra parte, las técnicas *probit* y *logit* todavía no habían sido aplicadas en nuestro país para diferenciar empresas en los procesos de fusión y determinar probabilidades de adquisición sobre la base de las características de una empresa determinada. Por todo ello, representa, cuando menos, una aportación metodológica a un campo de estudio en el que existe un cierto vacío en nuestro país y donde sólo en los últimos años han aparecido aportaciones importantes basadas en la comparación directa de *ratios* [véase Martínez Serrano y Sanchis Llopis (1990 y 1991)] o el empleo de técnicas de análisis discriminante¹³ [véase Vázquez Ordas (1992)].



(11) Ambas *ratios* miden la garantía que ofrece la empresa a terceros, ya se trate de una garantía para los acreedores en general (*ratio* de garantía o distancia a la quiebra) o para los acreedores a largo plazo (*ratio* de solvencia a largo plazo). El agravamiento de las garantías de los acreedores a largo plazo se convierte en un lastre que termina, por la propia construcción de la *ratio*, reflejándose en las garantías totales que ofrece la empresa a terceros, de aquí el desfase de un año en la consideración de mayor relevancia estadística de las *ratios* medias de ambas variables.

(12) Economías que han sido reveladas ya por otros estudios empíricos sobre el sector y sobre las cuales se puede encontrar una reflexión interesante en Martínez Rego (1992).

(13) El análisis discriminante se diseñó para resolver problemas de clasificación y, más tarde, se derivó de él una formulación capaz de asignar probabilidades. Dicha formulación es un caso especial de función logística, por lo que se argumenta que este tipo de aproximación es más restringida e indirecta frente a técnicas más potentes y robustas como los análisis *probit* y *logit*.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aldrich, J.H. y Nelson, F.D. (1984): *Linear Probability, Logit, and Probit Models*, California, Sage Publications Inc.
- Amemiya, T. (1981): "Qualitative Response Models: A Survey", *Journal of Economic Literature*, December, vol. XIX, págs. 1483-1536.
- Chambers, E.A. y Cox, D.R. (1967): "Discrimination Between Alternative Binary Response Models", *Biometrika*, 54(3-4), págs. 573-578.
- Chow, C.G. (1983): *Econometrics*, McGraw Hill.
- Esteban Jodar, L. (1993): "El Mercado Español de Seguros", *Información Comercial Española*, n.º 715, marzo, págs. 15-44.
- Harris, R.S. et al. (1982): "Characteristics of Acquired Firms: Fixed and Random Coefficients Probit Analysis", *Southern Economic Journal*, vol. 49, n.º 1, July, págs. 164-184.
- Hughes, A. (1989): "The Impact of Merger: A Survey of Empirical Evidence for The UK" en Fairburn, A. y Kay, J.A. (eds.), *Mergers and Merger Policy*, Oxford University Press.
- Jacquemin, A.P. (1990): "Mergers and European Policy" en Admiraal, P. H. (ed.), *Merger and Competition Policy in the European Community*, Blackwell.
- Judge, G. et al. (1985): *The Theory and Practice of Econometrics*, Wiley.
- Linch, H. (1971): *Financial Performance of Conglomerates*, Boston, Harvard University Press.
- Manne, H. G. (1965): "Mergers and the Market for Corporate Control", *Journal of Political Economy*, April.
- Martínez Rego, A. (1992): "Eficiencia y Competitividad de la Empresa Aseguradora Española", *Información Comercial Española*, n.º 704, abril, págs. 35-42.
- Martínez Serrano, J.A. y Sanchis Llopis, A. (1990): "Tendencias Recientes en las Fusiones y Adquisiciones de Empresas Industriales. Análisis Económico Financiero", *Economía Industrial*, marzo-abril, n.º 272, págs. 125-135.
- Martínez Serrano, J.A. y Sanchis Llopis, A. (1991): "La Reestructuración Empresarial en el Sector de la Alimentación: Análisis de las Empresas en Bolsa", *Revista de Estudios Agro-Sociales*, n.º 157, julio/septiembre, págs. 65-86.
- McElvey, W. y Zavoina, R. (1975): "A Statistical Model for the Analysis of Ordinal Level Dependent Variables", *Journal of Mathematical Sociology*, Summer, págs. 103-120.
- Ravenscraft, D.J. y Scherer, F.M. (1987): *Mergers, Sell-Offs and Economic Efficiency*, Washington, The Brookings Institution.
- Scherer, F.M. y Ross, D. (1990): *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Boston, Houghton Mifflin Company.
- Schwartz, S. (1982): "Factors Affecting the Probability of Being Acquired: Evidence for the United States", *The Economic Journal*, n.º 92, June, págs. 391-398.
- Singh, A. (1975): "Take-overs, Economic Natural Selection, and the Theory of the Firm: Evidence for the Postward United Kingdom Experience", *Economic Journal*, September, págs. 497-515.
- Stevens, D. L. (1973): "Financial Characteristics of Merged Firms: A Multivariate Analysis", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, March, págs. 149-165.
- Vázquez Ordas, C. J. (1992): "Perfil Característico de las Empresas Españolas Objetivo de Fusiones", *Investigaciones Económicas (2.ª Época)*, vol. XVI, n.º 3, págs. 489-499.

Fecha de recepción del original: Octubre, 1993

Versión final: Julio, 1994