Investigaciones Económicas (Segunda época). Vol. XIII, n.º 3 (1989), págs. 465-484

SELECCION Y EXPLOTACION DE LOS SISTEMAS DE ALARMA Y PREVENCION DE QUIEBRA*

Carlos MARTINEZ MONGAY y Fernando SANZ
Universidad de Zaragoza

María de la CRUZ NAVARRO
Escuela Universitaria de Estudios Empresariales
Logroño

En este trabajo presentamos una reflexión metodológica sobre la obtención y explotación de los bien conocidos Sistemas de Alarma Preventiva. Argumentamos que no es posible diseñar un modelo que con carácter general sirva tanto para predecir la quiebra como para ayudar a tomar las decisiones estratégicas conducentes a su prevención. Lo que aquí se propone es que los modelos deben ser seleccionados considerando los fines que se persiguen. En este contexto se presenta una aplicación empírica sobre la quiebra bancaria y se muestran las posibilidades del sistema en el período extramuestral, aplicándolo para realizar diagnósticos sobre la situación actual de algunos bancos españoles y para evaluar resultados de hipotéticas fusiones bancarias.

1. Introducción

El presente trabajo es esencialmente una reflexión metodológica sobre la modelización econométrica de los procesos de quiebra de empresas con fines predictivos y de prevención. Volvemos, pues, sobre un viejo problema que ha merecido una gran atención en la literatura, sajona principalmente, y que, aunque ha comenzado a tratarse más recientemente, también en nuestro país es conocido. Por ello debemos adelantar al lector que nuestra intención no es llevar a cabo ninguna aportación sobre la modelización teórica de los procesos de quiebra. Este es un tema conocido, del que existe bastante literatura (por ejemplo, Talmor, 1980; Santomero y Vinso, 1977; Ho y Saunders, 1980). Por otro lado, aunque llevamos a cabo una aplicación empírica del tantas veces analizado problema de la quiebra bancaria en este país (ver Rodríguez, 1986; Laffarga *et al.,* 1986), tampoco creemos que el interés de nuestra pro-

* Una primera versión de este trabajo fue presentada en las IV Jornadas de Economía Industrial, Madrid 1988. Los autores han incorporado en esta versión muchas de las sugerencias y comentarios realizados por diversos asistentes a las citadas Jornadas. Además, es justo, y en ningún caso meramente protocolario, agradecer las críticas y comentarios del evaluador anónimo, cuya inclusión ha mejorado muy significativamente la versión inicial. En cualquier caso, todo error es de nuestra exclusiva responsabilidad.

puesta resida en los resultados empíricos, aunque, como se verá, estos pueden calificarse de excelentes.

Nuestra aportación se centra más bien en una propuesta de metodología econométrica cuya finalidad es obtener un sistema, y no un modelo, que permita predecir la quiebra y que, a la vez, oriente sobre las medidas estratégicas a adoptar ante la más o menos inminente crisis. En este sentido, nuestro planteamiento es que no puede diseñarse con carácter general un único modelo para predecir y prevenir la quiebra, en tanto que si los fines son diferentes, los modelos deben serlo también. Más concretamente: puesto que el índice estocástico que gobierna el proceso de quiebra no es conocido, ha de determinarse en base a la información muestral implementando un proceso de selección de modelos. Entonces, puesto que no hay modelo útil en sí mismo, sino en tanto que cumpla los objetivos para los cuales ha sido diseñado, es claro que la señal de alarma debe ser diferente del sistema de prevención. En el primer caso queremos un modelo que prediga probabilidades de quiebra y en el segundo buscamos un modelo que controle tales probabilidades en un período concreto.

Este proceso, que se describe con detalle en la sección 2 conduce a la obtención en la sección 3 de dos modelos diferentes con usos y aplicaciones distintos. Finalmente, en la sección 4 se utiliza el modelo predictivo para realizar un diagnóstico de la situación actual de algunos bancos españoles y llevamos a cabo una simulación sobre las ventajas y desventajas de hipotéticas funciones bancarias que involucrarían a los siete grandes.

2. Sobre los fundamentos y significado del enfoque probit en la modelización de la quiebra de empresas

En lo que sigue vamos a suponer que la quiebra de una entidad bancaria está asociada a un índice de quiebra continuo, estocástico y no observable, Y^*, de forma que cuando supera un valor crítico, Y^o, se produce la quiebra del banco. Aunque el índice no es directamente observable, vamos a suponer que depende linealmente de una serie de indicadores (o transformaciones de los mismos) directamente observables, $x_1, x_2, \ldots, x_k$, y de una variable aleatoria que se distribuye idéntica e independientemente en el tiempo y entre unidades. En suma suponemos que el índice de quiebra puede modelizarse mediante

$$Y^* = \sum_{j=1}^{k} \beta_j x_j + u = x_*'\beta^k + u \qquad [1]$$

de forma que existe un Y^o tal que la quiebra se produce cuando $Y^* > Y^o$. Es claro que el modelo anterior se transforma en

$$y = \sum_{j=0}^{k} \beta_j x_j + u = x'\beta + u \qquad [2]$$

donde

$$y = Y^* - Y^o,\ \beta_o = -Y^o,\ x_o = 1 \quad y$$
$$x' = |1\ x_1\ x_2 \dots x_k| = |1\ ;\ x'_*|$$
$$\beta = |\beta_o\ \beta_1\ \beta_2 \dots \beta_k|' = |\beta_o\ ;\ \beta^k|$$

De esta manera podemos definir ahora la quiebra como un proceso asociado al valor del nuevo indicador de quiebra, y, de suerte que la quiebra se produce cuando y es positivo. Ello es equivalente a considerar la quiebra como asociada a un proceso continuo y de carácter cuantitativo que responde a una serie de indicadores observables, con un significado económico-financiero generalmente claro. Es decir, con este planteamiento estamos afirmando que el proceso de quiebra no tiene un carácter puramente catastrófico, es decir, que el camino hacia la quiebra no es discontinuo o explosivo y que no conduce a una ruptura repentina o catástrofe (Ho y Saunders, 1980). Si y fuese directamente observable la ecuación [2] se podría interpretar como un modelo econométrico y, tras proceder a su estimación, realizar inferencias sobre β_o (Y^o). Así podríamos hablar de grado de quiebra en función del valor absoluto y signo del Y^* estimado para la entidad en cuestión.

Sin embargo, tal lenguaje no sería aceptable en la calle. En la realidad o una entidad ha quebrado, o no ha quebrado y está todavía funcionando. Lo único que podemos observar del proceso de quiebra es una variable discontinua en tanto que es dicotómica. La quiebra no es, por tanto, una cuestión de grado. Es un suceso que ocurre o no y que en caso de suceder es casi siempre irreversible e incontrolable a muy corto plazo.

Pero aún siendo cierto lo anterior, no es menos cierto que de siempre han existido inversores que ante ciertos indicadores o signos externos de una empresa han decidido no invertir en ella cuando otros la consideraban como una inversión rentable. De alguna manera en la mente de esos inversores inteligentes existe una función como [1] que les permite anticipar la situación futura de la entidad. Sin embargo, no siempre aciertan. Aplicando los mismos criterios a dos entidades diferentes a menudo se equivocan con una y con otra aciertan. Este hecho es un puro reflejo de las características especiales del proceso de quiebra. En primer lugar, aunque pueda estar asociado a un índice continuo, en la mayoría de las ocasiones, salvo aquellas en las que se comportaría como un índice catastrófico, éste posee un componente estocástico claro que no es modelizable. Entre otras cosas podríamos citar que aunque, evidentemente, la quiebra se debe a factores objetivos, de alguna manera el momento en que ésta se produce de forma oficial depende, en parte, de una decisión política. No es infrecuente que el equipo directivo de una empresa decida declarar la quiebra algún tiempo antes de que se produzca y, por supuesto, todo el mundo ha oído alguna vez hablar de empresas que están quebradas de hecho pero que siguen funcionando. Esta es una de las mayores dificultades con la que se encuentran los modelos causales de quiebra. La declaración de quiebra es un fenómeno que depende de funciones de utilidad

de los ejecutivos y accionistas, las cuales no son fácilmente modelizables y tienen un componente aleatorio claro. Este hecho podría explicar en parte los problemas predictivos con los que se enfrentan este tipo de modelos cuando se les interpreta de una forma excesivamente mecánica. Por supuesto, estos problemas vienen explicados también por la inestabilidad de los coeficientes que hace perder validez al modelo en el período de predicción. Pero éste es un problema difícil de superar en tanto que es compartido por todos los modelos econométricos y es inherente al mismo proceso de predicción. En todo trabajo de previsión subyace una hipótesis sin la cual el proceso no tiene sentido: debe admitirse que el patrón que ha generado las observaciones en el período de estimación se conserva en el de predicción. Si no admitimos esto, no merece la pena trabajar con un modelo con fines predictivos.

Aceptada esta hipótesis básicas de la previsión, la estocasticidad del índice de quiebra no invalida en absoluto su utilización. De hecho, podemos partir de [2] y comprobar que:

$$P(\text{quiebra}) = P(y > 0) = P(x'\beta + u > 0) = P(x'\beta > -u) =$$
$$= P(u > -x'\beta) = 1 - P(u \leq -x'\beta) \qquad [3]$$

Es decir, partiendo de [2] hemos demostrado que la probabilidad de que quiebre la entidad depende de la probabilidad de que una variable aleatoria sea no superior a un valor dado. Es decir, depende del valor en un punto de la función de distribución de una variable aleatoria. Si representamos mediante $F(u)$ esa función de distribución, tenemos que:

$$F(-x'\beta) = P(u \leq -x'\beta)$$

Por otro lado

$$P(\text{No quiebra}) = 1 - P(\text{quiebra}) = F(-x'\beta) \qquad [4]$$

Esta es la esencia del enfoque probit: ahora la parte sistemática de y es el probit de $F(u)$; es decir, $x'\beta$ es la abscisa de la variable aleatoria u que determina la probabilidad de que ocurra un suceso; en nuestro caso, la quiebra de una empresa.

Dicho en otras palabras, en el enfoque probit lo que se modeliza no es la quiebra bancaria, sino la probabilidad de que tal quiebra suceda. Es importante dejar claramente establecido este hecho. Ahora la quiebra es un fenómeno al cual se le asocia una probabilidad. Ello tiene una implicación evidente: si una empresa tiene una probabilidad muy alta de quiebra, lo lógico es que quiebre. Pero también significa que existe una probabilidad, en este caso muy pequeña, de que no quiebre. La no quiebra sería para esta empresa un suceso raro pero no imposible. Por tanto, la presencia de errores de predicción es algo que debemos esperar. Incluso en una ciencia como la física se tienen en cuenta la existencia de estos sucesos raros pero no imposibles. Es decir, la obtención de un modelo que no incurra en errores de clasificación puede ser algo deseable, pero nunca debe ser el objetivo central del

modelo. Hay cosas más interesantes como su poder anticipativo y su bajo coste de cálculo y de información requerida.

Volviendo a las expresiones [3] y [4], supongamos ahora que disponemos de una muestra de entidades bancarias, para cada una de las cuales observamos un vector x_i' de valores de los índices explicativos de la quiebra y una variable z_i, dicotómica, que toma valor 1 si la entidad ha quebrado y 0 si no ha quebrado. Ahora tenemos que

$$\begin{aligned} P(z_i = 1) &= 1 - F(-x_i'\beta) \\ P(z_i = 0) &= F(-x_i'\beta) \end{aligned} \qquad [5]$$

Suponiendo que los procesos de quiebra son independientes entre empresas y dado un β, la probabilidad conjunta de la muestra sería

$$P(z_1\, z_2 \ldots z_n) = \prod_{i=1}^{n} P(z_i) = \prod_{i=1}^{n} [1 - F(-x_i'\beta)]^{z_i} F(-x_i'\beta)^{1-z_i} \qquad [6]$$

Puesto que β es desconocido tal probabilidad en realidad es una función de los coeficientes de la parte sistemática del índice de quiebra. Es decir [6] no es una probabilidad sino la verosimilitud de la muestra y podemos elegir β de forma que maximice la función [6]

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^{n} [1 - F(-x_i'\beta)]^{z_i} F(-x_i'\beta)^{1-z_i} \qquad [7]$$

Para ello, previamente debemos asignar una forma funcional concreta a $F(u)$; es decir, debemos establecer una hipótesis acerca de la distribución de u. Una de las hipótesis más comunes en la literatura consiste en suponer que u sigue una distribución logística

$$F(u \leq -x_i'\beta) = \frac{\exp\{-x_i'\beta\}}{1 + \exp\{-x_i'\beta\}} \qquad [8]$$

donde $\exp\{x_i'\beta\}$ simboliza el número e elevado a $\{-x_i'\beta\}$. Tras algunas transformaciones muy simples podemos ver que

$$\begin{aligned} P(z_i = 1) &= \frac{\exp\{x_i'\beta\}}{1 + \exp\{x_i'\beta\}} \\ P(z_i = 0) &= \frac{1}{1 + \exp\{x_i'\beta\}} \end{aligned} \qquad [9]$$

Sustituyendo [9] en [7] obtendríamos la verosimilitud del modelo logit (que es como se denomina el enfoque probit particularizado en la distribución logística)

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^{n} \left[\frac{\exp\{x_i'\beta\}}{1 + \exp\{x_i'\beta\}}\right]^{z_i} \left[\frac{1}{1 + \exp\{x_i'\beta\}}\right]^{1-z_i} \qquad [10]$$

maximizando [10] se obtendría el vector β, o estimación maximoverosímil de β. Podríamos calcular, por tanto, para cada entidad la probabilidad estimada de quiebra

$$\hat{P}(z_i = 1) = \frac{\exp\{\hat{y}_i\}}{1 + \exp\{\hat{y}_i\}} \quad i = 1, 2, \ldots n \qquad [11]$$

donde $\hat{y} = x_i'\hat{\beta}$.

3. Predicción y prevención de quiebras

La crisis económica desencadenada en la década de los 70 incidió de manera notable en el mundo empresarial. Las empresas bancarias no pudieron ser ajenas a este proceso: mientras algunas de ellas salían fortalecidas otras no podían superar las dificultades del momento y entraban en quiebra, eran absorbidas, intervenidas o simplemente desaparecían. Así, en España, más de cincuenta entidades financieras entran en crisis de 1978 a 1983. Los factores que han influido en estas crisis se pueden resumir en[1].

— Factores externos: como son la depresiva situación económica general, la inflación, la quiebra de empresas filiales, el aumento de la cifra de fallidos.

— Factores internos: derivados de una mala gestión que se concreta en un crecimiento excesivo, mala diversificación y reducida cobertura de riesgos, inadaptación ante los cambios, inadecuada estructura patrimonial y financiera que da lugar a problemas de liquidez y solvencia.

Este fenómeno plantea dos cuestiones que es necesario resolver. Por una parte, establecer un Sistema de Alarma Preventiva (SAP) que pueda predecir con cierta seguridad y con la mayor antelación posible el riesgo de quiebra de un banco y, por otra, determinar cuáles son las medidas más eficaces para enderezar, si procede, el rumbo de la entidad bancaria, a través de lo que podríamos denominar Modelo de Control. Para ello vamos a necesitar información de varios períodos anteriores a la crisis de un banco: los primeros serán utilizados para la predicción y, los siguientes, los más cercanos a la crisis, para la prevención.

Una parte importante de los trabajos realizados hasta ahora se sitúan uno o como mucho dos años antes de la crisis, obteniendo un único modelo que utilizan para ambos fines, no teniendo en cuenta la diferenciación temporal que nosotros consideramos y que pensamos que hace efectiva la señal de alerta.

Una de las mayores dificultades del trabajo está en la definición de quiebra. Consideramos una entidad como quebrada, siguiendo la tendencia habitual

[1] Para un tratamiento más amplio y detallado del tema puede consultarse, por ejemplo, Rodríguez (1986) y López Roa (1983).

en este tipo de análisis, cuando ha motivado la actuación del Fondo de Garantía de Depósitos o ha sido expropiada. Se pueden utilizar otras definiciones de quiebra, pero la adoptada reúne dos características óptimas: la información que requiere es fácilmente obtenible y no da lugar a la introducción de elementos subjetivos. De esta forma no se consideran como entidades quebradas aquellas que han dado lugar o se encuentran en una situación distinta de las mencionadas.

Para la estimación de los modelos de alarma y control hemos utilizado información procedente del Anuario Estadístico de la Banca Privada[2]. De acuerdo a los objetivos propuestos utilizaremos datos de cuatro períodos consecutivos[3]. La fuente estadística utilizada ofrece datos a partir de 1976, por lo que únicamente consideramos los 37 bancos quebrados de 1980 a 1983 que, junto con los sanos resulta una muestra de 89 bancos, el total de los bancos privados españoles en funcionamiento en esas fechas, exceptuando únicamente los quebrados con anterioridad a 1980.

Para el Pooling de datos que vamos a utilizar podríamos haber considerado información de los mismos años para todos los bancos, por ejemplo, de 1976 a 1979. En ese caso, 1979 sería para unos bancos el año anterior a la crisis, para otros, el segundo..., etc., siendo difícil admitir que la situación de todos aquellos va a ser similar, independientemente del año antes de la crisis en que se sitúe. Renunciamos a esa homogeneidad temporal a favor de una homogeneidad respecto al año de la crisis, independientemente del año real en que nos situemos.

Así, al final el fichero quedaría:

CUADRO 1
Fichero de datos

Año	Bancos quebrados	Bancos sanos	Años para el fichero			
80	5	7	76	77	78	79
81	4	5	77	78	79	80
82	9	13	78	79	80	81
83	19	27	79	80	81	82
	37	52	4 años antes crisis	3 años antes crisis	2 años antes crisis	1 año antes crisis

[2] Esta fuente de información ha sido seleccionada entre otras, como pudieran ser las Memorias presentadas al Banco de España o las publicadas por los bancos, por imposibilidad de acceso a la primera y de disponibilidad y utilización de la segunda.

[3] Menos de 4 períodos limita la consecución de los objetivos. Más de 4 reduce significativamente el número de bancos quebrados con los que se puede trabajar.

Los períodos considerados para los bancos enfermos vienen inequívocamente delimitados por el año real de su crisis, quedan así definidos cuatro grupos temporales de cuatro años cada uno. Los bancos sanos, al no presentar tal característica, dejan abierta la elección sobre los años a considerar; se ha optado por distribuirlos aleatoriamente en cada uno de los cuatro grupos temporales ya reseñados, de forma que respeten la proporción marcada en esos cuatro grupos por los bancos quebrados.

Se han transformado los datos originales para obtener una serie de ratios que pretenden recoger los distintos factores ya reseñados como causantes de la crisis. La mayor parte de la extensa literatura existente relativa a la predicción de las quiebras utiliza ratios contables como variables; éstos, a pesar de ciertos inconvenientes como el de posible multicolinealidad o compensabilidad entre ratios ostentan importantes ventajas comparados con las variables en valores absolutos: eliminan distorsiones producidas por la diferente dimensión de los bancos y evitan incurrir en la utilización de unidades monetarias heterogéneas cuando se trabaja con distintos años. Las variables empleadas han sido:

CUADRO 2

Nombre	Concepto	Efecto que pretende recoger
PCPE	Pasivo corto plazo / Pasivo exigible	Estructura del pasivo y su riesgo
MEA	Efec. y créditos en moneda extranjera / Efec. y créd. totales	Riesgo en divisas
MEP	Acreed. moneda extr. / Acreedores totales	Riesgo en divisas
CRPC	Caja y realizable / Pasivo a corto plazo	Liquidez
FPAR	Fondos propios / Activos con riesgo	Cobertura de riesgos
IAT	Inmovilizado / Activo total	Proporción de activo no rentable
FPA	Fondos propios / Activo total	Coeficiente de garantía
IPE	Gtos. Intereses y com. / Pasivo exigible	Coste medio del pasivo
GA	Gtos. gral. y pers. / Activo total	Crecimiento desproporcionado

BI	$\frac{\text{Beneficio Neto}}{\text{Gtos. Intereses y com.}}$	Apalancamiento financiero
BFP	$\frac{\text{Beneficio Neto}}{\text{Fondos propios}}$	Rentabilidad
BA	$\frac{\text{Beneficio Neto}}{\text{Activo total}}$	Rentabilidad
FUND	Año de fundación	Anterior o posterior a 1964

El contenido de algunos conceptos es el siguiente:

— PASIVO EXIGIBLE: Entidades de crédito y ahorro + acreedores a la vista + acreedores a plazo de un mes + acreedores a mayores plazos + bonos de caja + acreedores en moneda extranjera + efectos y demás obligaciones a pagar.

— PASIVOS A CORTO PLAZO: Entidades de crédito y ahorro + acredores a la vista + acreedores a plazo de un mes.

— EFECTOS Y CREDITOS EN MONEDA EXTRANJERA: Efectos en moneda extranjera + deudores en moneda extranjera.

— EFECTOS Y CREDITOS TOTALES: Total efectos + deudores con garantía real + deudores a la vista + deudores a plazo + deudores en moneda extranjera.

— ACREEDORES TOTALES: Acreedores a la vista + acreedores a plazo de un mes + acreedores a mayores plazos + acreedores en moneda extranjera.

— CAJA Y REALIZABLE: Caja y entidades de crédito y ahorro + efectos a 20 días + deudores a la vista.

— ACTIVO CON RIESGO: Otros valores + deudores a la vista + deudores a plazo + deudores en moneda extranjera + efectos en moneda extranjera.

— BENEFICIO NETO: Beneficio después de intereses y antes de impuestos.

— FUND: Variable dicotómica con valor 1 si el banco fue fundado antes de 1964 y 0 en caso contrario. El año 1964 supone un punto de inflexión en el proceso de creación de bancos, tras la Ley de Ordenación Bancaria de 1962 que liberalizaba en gran medida la apertura de nuevos negocios.

Para la modelización de un problema de este tipo es el enfoque probit el que da la respuesta más apropiada, como se ha visto ampliamente en el apartado anterior. La puesta en práctica de esta metodología en nuestro trabajo se enfrenta con un primer problema derivado del elevado número de variables de partida. Es necesario, para hacer el modelo logit viable computacionalmente, reducir el número inicial de regresores. En este sentido, recurrimos a

aplicar reiteradamente modelos de probabilidad lineal[4], proceso que nos ha permitido seleccionar un conjunto menor de variables significativas.

Dado el fichero de datos elaborado nos podemos plantear la obtención de diferentes modelos según en qué año respecto a la crisis nos situemos. Para distinguir unos de otros utilizaremos de ahora en adelante la siguiente terminología: MODELO 1 es aquel que trabaja con datos un año antes de la crisis, MODELO 2 es el que lo hace con información dos períodos anterior, MODELO 23 es el que incorpora ratios de dos y tres años previos a la crisis, y así sucesivamente.

Los modelos LOGIT nos permiten deteminar un punto crítico tal que según sea la probabilidad mayor o menor se clasificará un banco en quebrado o sano, respectivamente. Nosotros consideramos como punto crítico aquel que minimiza el número total de bancos mal clasificados. Existen varias posibilidades.

— Que el punto crítico sea un valor puntual.

— Que existan varios valores que incurren en el mismo número global de errores, pudiendo diferenciarse en las cantidades parciales de bancos sanos o quebrados que clasifica mal. Para elegir uno de ellos como punto crítico debemos tener en cuenta los distintos errores de clasificación:

CUADRO 3

REALIDAD / PREDICCION	QUIEBRA	NO QUIEBRA
QUIEBRA	CORRECTO	ERROR TIPO II
NO QUIEBRA	ERROR TIPO I	CORRECTO

Nosotros entendemos o asumimos la hipótesis de que el error tipo I es más grave; de acuerdo a un principio de prudencia valorativa hay que intentar minimizar la probabilidad de decirle a un banco que está bien cuando realmente va a quebrar. Sólo en el caso de que una predicción errónea de quiebra lleve a medidas drásticas (cerrar el banco, por ejemplo) debería ponderarse el error tipo II como más grave.

[4] Los modelos de probabilidad lineal nos han permitido efectuar una selección inicial de variables a partir del proceso de regresión hacia atrás, que penaliza la multicolinalidad. No obstante no son los adecuados para estimar modelos con variable dependiente cualitativa, puesto que dan lugar a estimadores ineficientes además de transgredir la axiomática de Kolmogoroff relativa a la teoría de la probabilidad. Los modelos logit subsanan ambas deficiencias.

De esta forma se han estimado diez posibles modelos LOGIT, que incurren en el siguiente número de bancos mal clasificados:

CUADRO 4

	N.º Total errores	Errores tipo I	Errores tipo II
MODELO 1	9	4	5
MODELO 2	4	0	4
MODELO 3	8	2	6
MODELO 4	8	1	7
MODELO 12	3	0	3
MODELO 23	4	1	3
MODELO 34	3	1	2
MODELO 123	4	0	4
MODELO 234	5	0	5
MODELO 1234	1	0	1

El modelo escogido como SAP debe reunir simultáneamente dos requisitos: ha de cometer pocos errores y, además, ha de incorporar información lo suficientemente alejada en el tiempo del instante de la crisis como para que sea un SAP realmente operativo. De acuerdo con la primera exigencia nos quedaríamos con el MODELO 1234, mientras que el MODELO 4 sería el elegido a la luz de la segunda. No obstante, sólo el MODELO 34 verifica ambas a la vez.

A la vista de los resultados podríamos plantearnos analizar el signo de los coeficientes y su incidencia sobre la probabilidad estimada de quiebra. Pero el único objetivo asignado, a priori, al MODELO 34 es que prediga bien y con antelación. En este sentido, la discusión de efectos individuales de los regresores sobre la probabilidad no se tiene en cuenta:

Hasta ahora hemos dado respuesta a uno de los objetivos planteados inicialmente: estimar un modelo predictivo; una vez que éste nos permite conocer el riesgo futuro de quiebra de un banco es interesante determinar sobre qué variables podemos incidir para reducir ese riesgo. Para ello nos serviremos del Modelo de Control.

Imaginemos que el SAP anteriormente diseñado nos avisa en un determinado momento de la quiebra de una entidad. Suponiendo, lo cual en mucho supo-

CUADRO 5
MODELO 34 (SAP)

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Coef./Desv. típica	Punto de corte
FUND	−1,283	0,766	−1,675	$\hat{P} < 0{,}475$: sano
FPAR3	−26,416	10,178	−2,595	$\hat{P} < 0{,}508$: quebrado
IAT3	122,863	66,904	1,836	
FPA3	−104,806	53,384	−1,973	
PCPE4	11,900	5,583	2,132	
MEP4	−103,370	72,675	−1,422	
FPA4	153,799	57,647	2,668	
BI4	27,887	14,386	1,938	
BA4	−1.134,733	450,178	−2,521	
CONSTANTE	−2,437	3,243	−0,751	

Log − verosimilitud = −12,792; N.º de errores 3

ner, que los estados contables van al día, el banco dispondrá de dos años para evitar caer, en el tercero, en una previsible crisis. Para ello puede hacer uso de la información que se desprende del MODELO 34, pero aun suponiendo la eficacia de las medidas adoptadas, lo único que evitará es quebrar dentro de cinco períodos, cuando lo más probable es que en el tercero, para el que no ha tomado ninguna precaución, esté ya en crisis. Este hecho, y esto es fundamental, pone de manifiesto que las decisiones tomadas hoy no surten efecto inmediato, sino que se distribuyen a lo largo del tiempo siguiendo una cadencia determinada.

Por supuesto que éste es un razonamiento puramente mecánico y que puede no ser absolutamente real, desde el momento que los modelos LOGIT nos dan una probabilidad de quiebra, nunca una certeza. No obstante, creemos que el ejemplo es lo suficientemente ilustrativo como para justificar la división del análisis en dos fases: a) Encontrar un modelo que prediga bien y avise con tiempo suficiente para modificar la hipotética tendencia del banco a la crisis (MODELO 34 o SAP). b) Hallar un modelo que una vez que nos encontramos con un diagnóstico de quiebra sea capaz de identificar aquellas estrategias de choque que a corto plazo puedan hacer disminuir la probabilidad de que la crisis sea real; este modelo, que denominaremos de Control, utilizará necesariamente información posterior en el tiempo; es decir, datos de los años 1 y/o 2 antes de la misma. De ellos, el MODELO 12 es el que incurre en menor número de bancos mal clasificados.

La variable FUND (año de fundación) y la variable BFP2, que se determina endógenamente dentro del modelo contable y de gestión implícito en las operaciones bancarias realizadas durante todo el año, no son directamente controlables por la entidad. La interpretación individualizada de los signos del resto de los coeficientes debe hacerse con cautela y precaución: si bien por una parte el análisis de correlación efectuado nos garantizaba la ausencia de

CUADRO 6
MODELO 12 (MODELO DE CONTROL)

Variable	Coeficiente	Desv. típica	Coef./Desv. típica
FUND	−1,230	0,556	−2,214
MEA1	−13,824	7,854	−1,760
CRPC1	−2,925	0,940	−3,114
FPAR2	−9,252	3,282	−2,819
BFP2	−28,478	8,160	−3,490
CONSTANTE	9,415	2,383	3,951

Log − verosimilitud = −19,812; N.º errores = 3

correlaciones estadísticamente significativas entre los ratios, no es menos cierto que todas las magnitudes de un balance tienden a estar relacionadas (en el caso de FPAR2 y MEA1 es evidente). En otras palabras, los análisis parciales imponen la fuerte restricción de ortogonalidad perfecta; si ésta no se da, los resultados pueden resultar engañosos; siendo conscientes de esta limitación, la política adecuada para distanciar al banco de la quiebra sugiere incidir sobre las variables seleccionadas de la siguiente manera:

i) Aumentar la proporción de efectos y créditos concedidos en moneda extranjera sobre el total de créditos concedidos. Esto se entiende si tenemos en cuenta que en el período muestral la peseta está continuamente depreciándose frente al dólar. Sin embargo, este resultado lógico se puede relativizar si consideramos que los bancos pudieron trabajar con otras divisas o en períodos de alza no tan fuertes.

ii) Realizar un esfuerzo importante para conseguir mayor liquidez con respecto al pasivo que vence rápidamente.

iii) Disminuir los activos con riesgo (deudores sin garantía, valores de renta variable) o, en su caso, incrementarlos solamente si están respaldados con los correspondientes aumentos de fondos propios.

4. Comportamiento del modelo en el período extramuestral y fusiones bancarias

Ya ha sido mostrada la bondad y utilidad de los modelos estimados utilizando datos muestrales. No obstante, sus especiales características temporales nos van a permitir aplicarlos más allá de la muestra considerada. De este modo conseguimos que nuestro trabajo sobrepase la mera función explicativa de lo ya acontecido para adoptar una labor mucho más palpable y directa, más conectada con la realidad inmediata.

Así, se seleccionaron 30 entidades bancarias: los 7 grandes y el resto elegidos aleatoriamente, manteniendo siempre la proporción entre quebrados y sanos.

La aplicación del MODELO 34 a este grupo de bancos (tomando datos, por tanto, de 1984 y 1985) nos permite obtener su probabilidad estimada de quiebra para 1988; información de la que hubiéramos podido disponer en 1986:

CUADRO 7

Probabilidades	Bancos quebrados en el período muestral
0,96647	Catalán de Desarrollo (d. 1986 Catalá de Credit)
0,01543	Industrial del Mediterráneo
0,98551	Occidental
0,45536	Mas Sardá
0,99052	Catalana
1	Industrial de Cataluña
0,99874	Barcelona
0,59014	Alicante
1	Peninsular
1	Oeste
0,14087	Murcia
0,99709	Toledo
Probabilidades	**Bancos sanos en el período muestral**
0,00003	Vasconia
0,00443	Fomento
$5,23874 \times 10^{-11}$	Pastor
0,16401	Zaragozano
$2,67765 \times 10^{-7}$	Popular Español
$4,82493 \times 10^{-8}$	Bilbao
$2,45727 \times 10^{-10}$	Santander
$8,82862 \times 10^{-8}$	Banesto
$1,63701 \times 10^{-11}$	Vizcaya
$7,53691 \times 10^{-11}$	Central
0,00003	Hispano Americano
0,33078	Madrid
$1,79548 \times 10^{-7}$	Atlántico
0,08181	PYME
$5,01143 \times 10^{-8}$	March
0,25377	Guipuzcoano
0,99988	Huesca
$1,60812 \times 10^{-6}$	Abel Matutes. Ibiza

Se observa que para 1988 a la mayoría de los bancos el modelo les sigue asignando una probabilidad estimada de quiebra acorde con su situación en el período muestral, excepto a la Banca Mas Sardá, al Banco Industrial del Mediterráneo, al de Murcia y al de Huesca. Es importante matizar que los bancos con probabilidad estimada de quiebra cercana o igual a la unidad no han de ser, necesariamente, expropiados o intervenidos por el FGD durante el transcurso de 1988, como cabría deducir; denotan simplemente una situa-

ción anómala que les hace (dentro del margen de error que todo modelo probabilístico conlleva) ser «merecedores» de tales actuaciones, lo que, por otra parte, confirma el hecho real de que muchos de los bancos quebrados en el período muestral aún no han terminado su proceso de saneamiento. Piénsese además que dichas actuaciones son siempre exógenas, arbitrarias, fruto de decisiones políticas o administrativas. Todo este razonamiento nos lleva a reinterpretar, para el período extramuestral, $\hat{P}(z_i = 1)$ más como un indicador de la situación competitiva y estratégica de un banco (de cero —mejor coyuntura— a uno —peor coyuntura—), que como una auténtica estimación de la probabilidad de ser intervenido o expropiado[5].

Nuestra segunda aportación empírica para 1988 quiere analizar uno de los temas más polémicos y actuales del mercado financiero español. Nos referimos a las fusiones bancarias. De cara a la liberación de los movimientos de capitales en España en 1992, con la consiguiente creación de un mercado único en el ámbito comunitario, algunos bancos nacionales han iniciado, con el beneplácito gubernamental, una desenfrenada carrera hacia la «dimensión óptima» a través de la figura legal de la fusión. Las ventajas del proceso parecen claras: mayor capacidad de préstamo, consecución de posibles economías de escala, mayor prestigio y poder; no obstante, otras voces se han alzado para manifestar los peligros, que también parecen evidentes: duplicación de servicios sustitutivos, efecto negativo sobre el empleo bancario, realización de fusiones que no tienen en cuenta el valor real de los bancos. Por último, los más cautos no se pronuncian ni a favor ni en contra, sino que consideran a la calidad y a la estrategia competitiva, y no a la dimensión, como variables definitorias de una entidad. Nosotros evitaremos entrar en esta discusión y ofreceremos, sin más, qué resultados se puede esperar obtener de fusiones bancarias alternativas.

Hemos tomado 8 bancos (los 7 grandes y el Zaragozano). A partir de ellos hemos calculado los hipotéticos 28 posibles «bancos suma». De esta forma nos encontramos con 28 nuevos bancos, todos ellos resultado de fusionar dos individuales, a los que podemos aplicar el MODELO 34 y disponer, por tanto, de un indicador de quiebra o de situación para 1988. Somos conscientes de la excesiva simplificación que supone considerar el nuevo banco como mera suma, partida a partida, de sus dos componentes; desafortunadamente, la carencia de información adicional al respecto nos hace considerarlo como la mejor alternativa posible. Si ordenamos las fusiones de mejor a peor llegamos a la siguiente relación:

La tabla 8 muestra claramente la existencia de bancos más interesantes, en el contexto de nuestro trabajo, que otros a la hora de negociar una fusión; es más, su posición en la clasificación individual (ver Cuadro 7) no es extrapolable para juzgar su comportamiento como banco fusionable.

[5] En Martín (1977) puede constatarse como uno de los posibles modelos alternativos que él plantea consiste en tomar como variable dependiente banco con problemas-banco sin problemas, definidos a partir de opiniones de expertos. Nuestra reinterpretación puede estar próxima a esta consideración.

CUADRO 8

Bancos fusionados	Probabilidades
1. Vizcaya + Central	$4{,}18513 \times 10^{-11}$
2. Vizcaya + Santander	$5{,}8545 \times 10^{-11}$
3. Santander + Central	$1{,}075 \times 10^{-10}$
4. Zaragozano + Vizcaya	$3{,}13021 \times 10^{-10}$
5. Zaragozano + Central	$3{,}98333 \times 10^{-10}$
6. Popular + Central	$7{,}25494 \times 10^{-10}$
7. Popular + Vizcaya	$8{,}35829 \times 10^{-10}$
8. Bilbao + Central	$1{,}15295 \times 10^{-9}$
9. Vizcaya + Bilbao	$1{,}47196 \times 10^{-9}$
10. Banesto + Central	$2{,}34656 \times 10^{-9}$
11. Banesto + Vizcaya	$3{,}56753 \times 10^{-9}$
12. Zaragozano + Santander	$3{,}85065 \times 10^{-9}$
13. Popular + Santander	$4{,}31254 \times 10^{-9}$
14. Bilbao + Santander	$4{,}8897 \times 10^{-9}$
15. Santander + Banesto	$1{,}12228 \times 10^{-8}$
16. Central + Hispano	$2{,}19861 \times 10^{-8}$
17. Vizcaya + Hispano	$6{,}19323 \times 10^{-8}$
18. Bilbao + Banesto	$7{,}15096 \times 10^{-8}$
19. Popular + Bilbao	$9{,}813 \times 10^{-8}$
20. Popular + Banesto	$1{,}2658 \times 10^{-7}$
21. Santander + Hispano	$2{,}29742 \times 10^{-7}$
22. Zaragozano + Bilbao	$2{,}43281 \times 10^{-7}$
23. Zaragozano + Banesto	$2{,}93003 \times 10^{-7}$
24. Bilbao + Hispano	$1{,}51342 \times 10^{-6}$
25. Zaragozano + Popular	$3{,}28642 \times 10^{-6}$
26. Banesto + Hispano	$5{,}76254 \times 10^{-6}$
27. Popular + Hispano	$8{,}46466 \times 10^{-6}$
28. Zaragozano + Hispano	0,00008

El análisis realizado es útil y aporta resultados y conclusiones válidas. No obstante, es por propia definición, incompleto, toda vez que está basado en medidas absolutamente descriptivas, que únicamente tienen en cuenta un criterio simple de ordinalidad. Es necesario dar un paso más y poner en relación las probabilidades estimadas de quiebra individuales para cada banco con las obtenidas conjuntamente cada dos de ellos; de este modo podremos determinar si una fusión es beneficiosa (en el sentido de que la probabilidad estimada de quiebra conjunta es menor que la individual) para un banco, para los dos o para ninguno. También estableceremos para cada uno de los 8 bancos cuál es el orden de fusiones que le es más ventajoso.

Para presentar toda la información a la que hemos hecho referencia nos serviremos del siguiente cuadro de doble entrada:

El cuadro se lee por filas. Tomemos, por ejemplo, la del Banesto. El signo + indica que al Banesto le es beneficioso (en el sentido de que disminuye su probabilidad individual de quiebra) fusionarse con Vizcaya, Central, Santan-

CUADRO 9

	Vizcaya	Central	Santand.	Bilbao	Banesto	Popular	Hispano	Zarag.
Vizcaya		– 1.º	– 2.º	– 5.º	– 6.º	– 4.º	– 7.º	– 3.º
Central	+ 1.º		– 2.º	– 5.º	– 6.º	– 4.º	– 7.º	– 3.º
Santander	+ 1.º	+ 2.º		– 5.º	– 6.º	– 4.º	– 7.º	– 3.º
Bilbao	+ 1.º	+ 1.º	+ 3.º		– 4.º	– 5.º	– 7.º	– 6.º
Banesto	+ 2.º	+ 1.º	+ 3.º	+ 4.º		– 5.º	– 7.º	– 6.º
Popular	+ 2.º	+ 1.º	+ 3.º	+ 4.º	+ 5.º		– 7.º	– 6.º
Hispano	+ 2.º	+ 1.º	+ 3.º	+ 4.º	+ 5.º	+ 6.º		– 7.º
Zaragoz.	+ 1.º	+ 2.º	+ 3.º	+ 4.º	+ 5.º	+ 6.º	– 7.º	

der y Bilbao; el signo —aludirá a aquellas fusiones perjudiciales para el banco de su correspondiente fila. Los ordinales del 1.º al 7.º también se leen por filas y recogen el orden de preferencias en la fusión; así el Banesto debería intentar fusionarse en primer lugar con el Central, luego con el Vizcaya, Santander, etc.; para el Vizcaya la fusión con el Central es la menos perjudicial, seguida de la fusión con el Santander, el Zaragozano, etc.

Vizcaya y Central alternan en el primer lugar de las preferencias, mientras Santander aparece como tercero unánimamente (salvo en las filas de Vizcaya y Central lógicamente). Hispano es claro farolillo a la vez que Bilbao, Popular y Banesto se solapan entre los puestos cuarto y sexto. El caso del Zaragozano es curioso: los bancos más sanos (Central, Vizcaya y Santander) muestran una patente preferencia por él al tiempo que los demás lo colocan en los últimos lugares de la elección.

De la tabla anterior también se deduce que todas las fusiones analizadas benefician a uno de los bancos participantes y perjudican al otro. Esta conclusión debe matizarse: el proceso de agregación utilizado (a resultas del cual los ratios del banco suma con una combinación lineal convexa de los ratios originales) junto con el modelo aplicado (el logit es un hiperplano en el espacio de los ratios), provocan que esta situación tienda a ocurrir casi siempre. Es difícil, por tanto, discernir si este resultado se obtiene por construcción, en cuyo caso pierde fuerza, o responde a las estructuras reales que presentan los datos contables de los bancos considerados.

No hemos querido en este análisis hacer afirmaciones tajantes sobre la situación de un banco o la conveniencia de una fusión; no hay que olvidar, por una parte la relatividad de la definición de quiebra usada y, por otra, el hecho de que hablamos en términos probabilísticos, no de certeza (aunque para la realización de este trabajo hayamos tomado la probabilidad estimada de un banco como si fuera el verdadero parámetro).

Consideramos, no obstante, que pese a sus limitaciones, la metodología aquí expuesta ha de ser tenida en cuenta como un instrumento eficaz de evaluación, prevención y control.

5. Conclusiones

En este trabajo, partiendo del criterio de que el modelo correcto es aquél que sirve a los fines para los que ha sido diseñado, hemos argumentado que no es posible construir un modelo que con carácter general sea útil para predecir o anticipar la quiebra y, a la vez, ayude a tomar decisiones estratégicas conducentes a su prevención. Proponemos, pues, que a falta de información teórica suficientemente explícita, los modelos de alarma y de prevención se seleccionen siguiendo criterios que no tienen por qué coincidir, aunque reconocemos que la dimensión temporal es un factor determinante del proceso de quiebra y que, por tanto, en ambos ha de estar presente. Los modelos de alarma preventiva tienen como misión principal anticipar la crisis de la forma más correcta y temprana posible. Esto significa que no basta con la adecuación

entre predicción y realidad (clasificación correcta) sino que a la hora de elegir entre modelos alternativos, la antigüedad de la información que incorporan en el lado derecho del modelo es un factor determinante. Sin embargo, una vez detectada la alta probabilidad de quiebra en una empresa, lo que nos interesa ya no es un modelo puramente predictivo sino uno en el que el potencial explicativo y de control pase a tener el protagonismo. Lo que interesa ahora es que el modelo elegido proporcione guías, cuando menos orientativas, de qué variables estratégicas están ligadas con la quiebra y muestren de qué manera puede ser evitada actuando directa o indirectamente sobre ellas.

Como ilustración de la metodología expuesta hemos considerado el fenómeno de la quiebra bancaria en España, utilizando datos correspondientes a 89 bancos privados y especificando el proceso de quiebra mediante un modelo logit. Creemos que en términos de adecuación, los resultados obtenidos son francamente aceptables, ya que sin llevar a cabo selección muestral alguna a posteriori, el porcentaje de clasificaciones correctas supera el 96 por 100, tanto en el modelo de predicción como en el de control.

Una vez que el modelo de alarma detecta la altamente probable quiebra o crisis de una entidad, nuestro modelo de control indica que las acciones conducentes a la mejora de la situación de la entidad, deben ser tales que incidan sobre las siguientes variables o ratios: (fondos propios/activos con riesgo), (beneficio neto/fondos propios), (caja y realizable/pasivo a corto) y (efectos y créditos en moneda extranjera/acreedores totales) intentando incrementar el valor de todos ellos. De este modelo se desprende también una característica estructural importante; el año de fundación nunca es neutral a la hora de explicar la probabilidad de quiebra de una entidad financiera. Más aún, los bancos fundados con posterioridad a 1964, presentan una mayor propensión a presentar problemas.

Por último, y con una finalidad puramente ilustrativa, hemos presentado un ejercicio de simulación en el que se estudia el comportamiento hipotético de 28 pares de fusiones bancarias para el período de 1988, las cuales se obtienen al considerar todas las combinaciones posibles, dos a dos, de los siete grandes junto con el banco Zaragozano. Aunque somos conscientes de lo limitado y, en cierto modo simplista, del enfoque aquí adoptado, al reducir un fenómeno tan complejo como el de la fusión a una mera agregación lineal, creemos que los resultados presentados en la sección 4 son, cuando, menos interesantes y que, en cualquier caso, invitan a la reflexión.

Referencias

Ho, T. y Saunders, A. (1980): «A Catastrophe Model of Bank Failure», *The Journal of Finance, núm. 5,* vol. 35, págs. 1189-1207.

Laffarga, J.; Martín, J. L., y Vázquez, M. J. (1986): «El pronóstico a largo plazo del fracaso en las instituciones bancarias: metodología y aplicaciones al caso español», *Esic-Market,* octubre-diciembre, págs. 114-127.

López Roa, L. A. (1983): «Crisis y transformación del sistema bancario español», *Boletín de Estudios Económicos, núm. 119,* vol. 38, agosto, págs. 109-128.
Martín, D. (1977): «Early Warning of Bank Failure. A logit regression approach», *Journal of Banking and Finance 1,* págs. 249-276.
Rodríguez, J. M. (1986): «Crisis en los bancos privados españoles: un modelo logit», Jornadas de Economía Industrial, Madrid, septiembre, 1986.
Santomero, A. M. y Vinso, J. D. (1977): «Estimating the Probability of Failure for Commercial Banks and the Banking System», *Journal of Banking and Finance, núm. 2,* vol. 1, octubre, págs. 185-205.
Talmor, E. (1980): «A Normative Approach to Bank Capital Adequacy», *Journal of Financial and Quantitative Analysis, núm. 4,* vol. 15, noviembre, págs. 785-811.

Abstract

In this paper we present a methodological reflection about the obtention and use of the well-known Early Warning Systems. In our opinion is not possible to design a general model with the aim of both predicting the bankruptcy and preventing it. We propose here to choose each model according to the particular purpose we want to reach with it. In this context we present an empirical application on the bank failure and we show the behaviour of the System beyond the sample period, making a special reference to the diagnosis of the current situation of some Spanish banks and to the evaluation of the consequences of hypothetical bank mergers.

Recepción del original, febrero de 1989
Versión final, julio de 1989