

José Manuel
Chamorro
Gómez

Dpto. Fundamentos
del Análisis Económico.
Facultad Ciencias
Económicas
y Empresariales, U.P.V.

VALORACION DE LA GARANTIA DE LOS DEPOSITOS BANCARIOS E INFORMACION CONTABLE: UNA PRIMERA EXPLORACION (*)

Resumen.—1. Introducción.—2. Valoración de la garantía de los depósitos:

2.1. El modelo. 2.2. Una aplicación al caso español.—3. Los ratios contables.—4. Primas y ratios: una relación simple.—5. Primas y ratios: una aproximación con datos de panel.—6. Primas y ratios: una última reconsideración: 6.1. De nuevo el análisis ordinario. 6.2. De nuevo los efectos fijos.—7. Comentarios y conclusiones.—Referencias bibliográficas.—Apéndice.

RESUMEN

El enfoque de valoración del contrato de garantía de los depósitos, basado en la teoría de opciones, requiere información del mercado bursátil. Este enfoque no es, por tanto, directamente aplicable a entidades de depósito no constituidas mediante acciones. En este trabajo se investiga si existe alguna relación entre las primas de garantía calculadas para un colectivo de bancos españoles y ciertos ratios contables suyos. Si los resultados se considerasen aceptables, cabría plantearse la posibilidad —aparte de la idoneidad— de extrapolarlos a otras entidades como las cajas de ahorro, por ejemplo.

(*) Deseo agradecer los comentarios y sugerencias de José M.ª Pérez de Villareal y Gonzalo Rubio. Agradezco, igualmente, las aportaciones de un evaluador anónimo, pues han contribuido a depurar tanto el contenido como la presentación de este trabajo. Por supuesto, cualquier error es responsabilidad exclusivamente mía.

PALABRAS CLAVE: garantía de depósitos, opción de venta, *ratios* contables.

1. INTRODUCCION

El sistema bancario español está formado por tres grupos de entidades que tienen la característica común de ser las únicas autorizadas para captar depósitos a la vista del público y pueden, por tanto, crear dinero bancario. Estos grupos son la banca privada, las cajas de ahorro y las cooperativas de crédito.

En el proceso de reforma del sistema bancario, acaecido durante las dos últimas décadas, se ha tratado de conjugar dos objetivos, a saber, liberalizar el sector sin comprometer su solvencia. Entre los elementos básicos para velar por la solvencia bancaria destaca la creación del Fondo de Garantía de Depósitos (FGD).

Como afirman Gual y Vives (1991), en el caso de España sería más correcto hablar de fondos de garantía en plural, puesto que el sistema implantado y actualmente vigente consta de un FGD para los bancos privados, otro para las cajas de ahorro (ambos creados en 1977) y otro para las cooperativas de crédito (creado en 1982). Conviene advertir que las primas o aportaciones relativas de los bancos a su Fondo han sido, y todavía son, diferentes a la satisfechas por las cajas y cooperativas a sus Fondos respectivos. Ello se debe, en parte, a que cada uno de los tres Fondos tiene su propia situación financiera, en unos casos más saneada y en otros menos, lo cual determina el esfuerzo relativo que deben realizar sus asociados. Sin embargo, dentro de cada uno de ellos, los porcentajes de aportación son los mismos para todas las entidades, sin tener en cuenta sus circunstancias particulares.

En términos generales, se admite que el sistema de primas igualmente tiende a producir un problema de «selección adversa», en el sentido de que unos bancos (los más solventes) paguen por otros (menos solventes) subsidiando, *de facto*, el comportamiento más arriesgado de éstos. Al mismo, la vigencia de una prima fija, independiente de la posible gestión del banco, incentiva la negligencia bancaria, dando origen al problema tipificado como «riesgo moral»: los bancos tienden a arriesgarse en exceso, ya que pueden apropiarse de las posibles ganancias, si el resultado es favorable, y endosar las posibles pérdidas a la agencia aseguradora pública, en el caso contrario. Parece conveniente, por tanto, incorporar algún tipo de disciplina que mitigue estos problemas.

De acuerdo con Merton (1977), el contrato de garantía financiera de los depósitos puede caracterizarse como una opción de venta sobre los activos de un banco, que otorga a éste el derecho a vender sus activos al garante a un precio prefijado en la fecha de vencimiento de la deuda (depósitos) (1). El enfoque de valoración del contrato de garantía de los depósitos, basado en la teoría de opciones, requiere información de los mercados financieros, en general, y del bursátil, en particular. Por ello se aplica, preferentemente, al estudio de aquellas instituciones constituidas mediante acciones que cotizan y se negocian de forma activa en el mercado de valores. Existen, sin embargo, bancos cuyas acciones no son objeto de una contratación demasiado fluida (2). Más aún, hay otras entidades, cuyo peso en el mercado no es precisamente desdenable, que están constituidas mediante fórmulas distintas de la societaria; se trata, obviamente, de las Cajas de Ahorros y de las Cooperativas de Crédito. El enfoque anterior no es, por lo tanto, directamente aplicable a estas instituciones; a fin de sugerir un posible *ranking* por riesgo de estas entidades habrá que hacer uso de otras vías alternativas o más indirectas, por ejemplo, las basadas en la información contable.

La contabilidad proporciona información sobre diversas relaciones, consideradas por muchos como medidas de riesgo. Hay cierta evidencia de que las medidas contables proporcionan predicciones razonables del riesgo en períodos futuros. Asimismo, las medidas contables podrían aplicarse a contextos de decisión donde no se dispone de información del mercado para aproximar el riesgo (3).

En este trabajo se intenta investigar si existe alguna relación, estadísticamente significativa, entre los valores de las primas de garantía, aproximadas para una muestra de bancos españoles, y ciertos *ratios* contables, elaborados a partir de la información facilitada por los propios

(1) Este enfoque está muy asumido en la literatura sobre el tema, tal como muestran los trabajos de Marcus y Shaked (1984), Ronn y Verma (1986), Pennacchi (1987), Miles y Klim (1988), Giannarino *et al.* (1989), Sato *et al.* (1990), Flannery (1991), Kendall y Levo-nan.

(2) Como se sabe, pueden plantearse dificultades en el cálculo de los rendimientos de títulos con transacciones poco frecuentes, al poder resultar períodos de tiempo no uniformes. Los rendimientos basados en períodos de longitud diferente pueden conllevar errores serios en la estimación de la volatilidad y, consiguientemente, en la valoración de la opción.

(3) Beaver *et al.* (1970) consideran, por ejemplo, el *pay-out*, la tasa de crecimiento, el apalancamiento, el tamaño del activo, así como la variabilidad y covariabilidad de las ganancias. Véase, también, Beaver y Manegold (1975).

bancos (4). Como se indica en el título, este trabajo tiene un carácter básicamente exploratorio, y está motivado por la esperanza de que sus enseñanzas podrían, quizás, ser de utilidad para con aquellas entidades de depósito no constituidas mediante acciones.

El trabajo se ha organizado de la manera siguiente. En primer lugar se plantea, esquemáticamente, el modelo utilizado para calcular las primas de garantía de los depósitos bancarios. A continuación se presentan los *ratios* contables, así como las distintas partidas que se utilizan para aproximarlos. Posteriormente, se intenta establecer una relación simple entre estos *ratios* y los valores de las primas de garantía. La técnica utilizada, inicialmente, es el análisis de regresión ordinario (5).

Como es sabido, en el análisis de regresión ordinario se supone la homogeneidad de todos los coeficientes de regresión. Este supuesto, sin embargo, debe ser contrastado, dada la heterogeneidad del colectivo estudiado. Para ello, aprovechando la idoneidad de este caso-estudio, se desarrolla una aproximación con datos de panel. En caso de ser rechazada la hipótesis de homogeneidad, quedaría cuestionada la validez de los resultados anteriores, debiéndose reconsiderar nuevamente el estudio.

Siguiendo este desarrollo, se espera que las mejores estimaciones obtenidas permitan evaluar la relación existente entre las primas, aproximadas según la teoría de opciones, y determinada información confiable (6).

(4) Aunque cabe esperar que exista tal relación, no debe esperarse que sea perfecta ya que los operadores del mercado parecen guiarse no sólo por informes cuantitativos publicados por los bancos, sino también por otra información intangible, como puede ser la calidad de la dirección de los bancos (Revell, 1988).

(5) Sin embargo, la previsible existencia de un elevado grado de multicolinealidad dado el propio contenido de los *ratios*, y los posibles sesgos provocados por la presencia de ciertos bancos, sugieren la conveniencia de realizar un análisis de componentes principales. Una vez culminado éste, se vuelve al análisis de regresión de una manera, lógicamente, más matizada.

(6) En una etapa posterior, cabría plantearse la idoneidad de extrapolar los resultados obtenidos con los bancos a otras entidades, como las cajas de ahorros. Ello implica suponer, implícitamente, que bancos y cajas son intermediarios financieros más o menos «similares».

2. VALORACION DE LA GARANTIA DE LOS DEPOSITOS

2.1. EL MODELO

Desde que Merton (1977) caracterizara la garantía de los depósitos bancarios como una opción de venta se han elaborado, hasta el momento presente, diversos trabajos de índole empírica. Se pueden distinguir dos grupos: (i) aquellos en los que se pone el énfasis en averiguar si la prima de aseguramiento de los depósitos, pagada en algunos países, excede o no del nivel «financieramente justo», y (ii) aquellos más centrados en hacer comparaciones de sección cruzada y establecer un *ranking* por riesgo entre los bancos.

Siguiendo esta última vertiente, el coste de la garantía por peseta de depósitos asegurados, g , puede expresarse como

$$g = N(x + \sigma_v \cdot \sqrt{T}) - (1 - \delta)^n \cdot \frac{V}{D} \cdot N(x) \quad [1]$$

donde

$$x = \frac{\ln\left(\frac{D}{(1 - \delta)^n \cdot V}\right) - \frac{\sigma_v^2}{2} \cdot T}{\sigma_v \cdot \sqrt{T}}$$

En la fórmula anterior, V denota el valor de mercado de los activos del banco, D representa su deuda nominal total, δ es el porcentaje del activo bancario que se reparte en forma de dividendos, n es el número de veces que éstos se pagan por período, T es el tiempo que media hasta la próxima auditoría de los activos del banco, σ_v es la desviación típica instantánea de su rendimiento, y $N()$ denota la función de distribución normal estándar.

El problema principal con la expresión de g es que ni V ni σ_v son directamente observables. Ahora bien, en el contexto de este modelo, el capital, E , puede representarse como una opción de compra; en palabras de Black y Scholes (1973): «en efecto, los poseedores de la deuda son propietarios de los activos de la empresa, pero han dado opciones a los

accionistas para recomprar estos activos» por un precio de ejercicio igual al valor nominal de la deuda. Así,

$$E = V \cdot N(y) - D \cdot N(y - \sigma_v \cdot \sqrt{T}) \quad [2]$$

donde

$$y \equiv \frac{\ln\left(\frac{V}{D}\right) + \frac{\sigma_v^2}{2} \cdot T}{\sigma_v \cdot \sqrt{T}}.$$

Utilizando ahora el Lema de Itô, se deduce que la desviación estándar instantánea del rendimiento del capital, denotada por σ_E , viene dada por

$$\sigma_E = \frac{V \cdot \left(\frac{\partial E}{\partial V} \right)}{E} \cdot \sigma_v,$$

de modo que

$$\sigma_v = \frac{\sigma_E \cdot E}{V \cdot N(y)}. \quad [3]$$

Una vez obtenida la solución (V, σ_v) a partir de las dos ecuaciones anteriores, se puede calcular «g» .

2.2. UNA APLICACIÓN AL CASO ESPAÑOL

En el trabajo de Chamorro (1991) se abordaba la tarea de «aproximar» las primas de garantía anuales para un colectivo de catorce bancos españoles, en el cuatrienio 1985-88, por ser este período relativamente estable y disponer de información razonablemente suficiente. Se pretendía, sobre todo, construir *rankings* por riesgo bancario suficientemente fiables. Como es sabido, el valor de las primas es enormemente sensible ante cambios en σ_v , incluso si ésta se midiera con total precisión (7). Los

(7) Marcus y Shaked (1984, p. 456). Por su parte, Flannery (1991) estudia las consecuencias de los errores cometidos en la estimación de σ_v , y concluye que las distorsiones provocadas en las primas pueden ser sustanciales.

estudios referidos anteriormente (nota 1) utilizan rendimientos diarios de las acciones para calcular σ_E . Aquí, sin embargo, se utilizaban rendimientos mensuales (8) y, en principio, doce observaciones no parecían ser suficientes para calcular con eficiencia una desviación típica anual. *A priori* es difícil saber cuál es el número de observaciones óptimo y, por consiguiente, calcular las primas «correctas». Por lo tanto, se limitaba a encontrar un *ranking* por riesgo lo más robusto posible. Para ello se calcularon distintas primas de garantía utilizando 12, 24 y 36 rendimientos mensuales (siempre hacia atrás) para calcular σ_E (9).

3. LOS RATIOS CONTABLES

Como se ha indicado en la introducción, no es posible aplicar el modelo anterior a un conjunto considerable de entidades de depósito. Por este motivo —a fin de poder discriminar entre entidades, en función de sus características específicas de riesgo—, surge la pregunta de si las primas calculadas según el enfoque de opciones guardan alguna relación con la información contable, la cual todas las entidades están obligadas a suministrar (10).

(8) Para más detalles, véase Rubio (1988).

(9) Los resultados obtenidos, en cada caso, ordenando los bancos según su prima media (durante el período 1985-88) de mayor a menor, son:

Valencia	Valencia	Valencia
Bankinter	Bankinter	Bankinter
Fomento	Fomento	Fomento
Zaragozano	Zaragozano	Zaragozano
Hispano	Hispano	Hispano
Pastor	Pastor	<i>media</i>
<i>media</i>	<i>media</i>	Pastor
Exterior	Exterior	Exterior
Central	Central	Popular
Guipuzcoano	Popular	Central
Banesto	Banesto	Banesto
BBV	Guipuzcoano	BBV
Popular	BBV	Guipuzcoano
Santander	Santander	Santander

(10) Como sugieren Merton y Bodie (1992), la discriminación entre entidades podría ser explícita (primas cobradas) o implícita (frecuencia de las inspecciones, requisitos de capital), pudiendo utilizarse estos instrumentos como complementarios y no como sustitutivos entre sí.

Como señalan Laffarga *et al.* (1985), la popularidad de los *ratios* financieros (frente a las variables en valor absoluto, por ejemplo) se debe, sobre todo, a su simplicidad, ya que son fáciles de calcular y permiten la comparación entre empresas de diferente tamaño y en distintos períodos de tiempo. Además, los *ratios* satisfacen dos condiciones esenciales: i) identidad de componentes: todos los agentes conocen lo que debe entenderse por cada uno de los componentes de un *ratio*; ii) normalización: la existencia de normas contables hace que las diferentes rúbricas de los estados financieros —y, por consiguiente, los *ratios*—, presenten un elevado grado de homogeneidad de unas empresas a otras (11).

La primera cuestión que se plantea es qué *ratios* contables debieran utilizarse para el propósito perseguido. Al no disponer de un modelo teórico generalmente aceptado, cualquier elección que se haga —por mucho que se justifique— podrá ser calificada de arbitraria.

En relación al caso español, se han realizado diferentes trabajos empíricos que utilizan *ratios* contables para aproximar la solvencia de las instituciones bancarias (12). Todos estos trabajos están en la línea de los denominados «sistemas de alarma preventiva», en los cuales el regulador desea reducir la probabilidad de cometer el error tipo I (es decir, clasificar bancos problemáticos como no problemáticos), incluso a costa de aceptar una mayor probabilidad del error tipo II (clasificar bancos no problemáticos como problemáticos).

En cierto sentido, estos análisis se desvían de nuestro objetivo, pues aquí se estudian bancos que, con mayores o menores apuros, han sobrevivido a la crisis bancaria y se consideran, por tanto, mínimamente solventes. Por decirlo de alguna manera, la diferencia sustancial no se establece en términos de solvencia e insolvencia, sino de rentabilidad y eficiencia. Atendiendo a este tipo de consideraciones, aquí se utilizan los diez *ratios* propuestos por Revell (1988) y que se muestran en el cuadro 1.

La fuente de datos ha sido el Anuario Estadístico de la Banca Privada. Si bien la información contenida en los respectivos Balances es satisfactoria, la relativa a la Cuenta de Pérdidas y Ganancias dista bastante de

(11) No debe olvidarse que los *ratios* contables presentan, asimismo, ciertos inconvenientes. Así, como apuntan Martínez *et al.* (1989), todas las magnitudes de un balance tienden a estar relacionadas, de donde puede surgir un problema, para el análisis económico, de colinealidad entre las variables explicativas.

(12) Laffarga *et al.* (1985), Rodríguez (1986, 1989), Martínez *et al.* (1989), entre otros. Hay trabajos similares para la banca norteamericana, que relacionan la probabilidad de quiebra con *ratios* contables, por ejemplo, Sinkey (1978). Por otra parte, Pettway y Sinkey (1980) utilizan conjuntamente información contable y de mercado.

CUADRO N.º 1
RATIOS CONTABLES

- R1: Beneficio antes impuestos / Activo medio (BA / A)
- R2: Beneficio después impuestos / Activo medio (BD / A)
- R3: Beneficio antes impuestos / Capital (BA / K)
- R4: Capital / Activo medio (K / A)
- R5: Provisiones / Créditos (PI / C)
- R6: *Cash-flow* / Activo medio (CF / A)
- R7: Recursos clientes / Staff (RC / S)
- R8: Recursos clientes / Oficinas (RC / O)
- R9: Staff / Oficinas (S / O)
- R10: Costes operativos / Activo medio (GE / A)

CUADRO N.º 2
DEFINICIONES

Beneficio antes impuestos: «Beneficio neto»

Beneficio después impuestos: «Beneficio neto» – «Previsión im-
puesto sociedades»

Activo medio (t): [Activo total (t-1) + Activo total (t)] / 2

Capital : «Capital» + «Reservas»

Provisiones: «Insolvencias» («Amortizaciones y Dotaciones»)

Créditos: «Inversiones Crediticias (neto)»

Cash-flow: «Beneficio neto» + «Amortizaciones y Dotaciones»

Recursos clientes: «Acreedores»

Staff: «Número de empleados (total)»

Oficinas: «Oficinas en territorio nacional»

Costes operativos: «Gastos de explotación» («Gtos. generales, de
personal y tributos»)

serlo, lo cual repercute en la calidad de los *ratios* obtenidos. El temor a posibles discrepancias ha aconsejado dejar de lado otras fuentes contables más pormenorizadas (13).

Siendo conscientes de estas cautelas, las distintas partidas se han aproximado de la manera indicada en el cuadro 2. Utilizando estas apro-

(13) Memorias de los bancos, números de la revista *Rating* dedicados a bancos, por ejemplo.

ximaciones, se han construido los distintos *ratios* para cada banco desde 1985 a 1988, que es el período considerado en el cálculo de las primas.

4. PRIMAS Y RATIOS: UNA RELACION SIMPLE

La manera más inmediata de tantear si existe alguna relación entre los valores de estos *ratios* y las primas es utilizar el análisis de regresión, siendo el valor de la prima, P (en %), la variable dependiente y los diez *ratios* anteriores más un término constante los regresores.

En una primera aproximación, se adopta el enfoque ordinario, es decir, se toma cada banco en cada año como un sujeto independiente, suponiendo que tanto el término constante como los coeficientes son idénticos para todos los bancos. Aunque el colectivo estudiado está integrado por catorce bancos en cuatro años, dado que en 1988 figura el BBV en lugar de los antiguos B. Bilbao y B. Vizcaya, se tienen 55 individuos.

Bajo esta aproximación, y puesto que se han calculado valores de las primas a partir de 12, 24 y 36 rendimientos mensuales, se realizan tres regresiones (cuadro 3). En primer lugar, puede observarse cómo el ajuste va mejorando según se pasa del caso de 12 datos al de 24 y al de 36. Así, el coeficiente de determinación normal (R^2) pasa de 0.16 a 0.44 y a 0.65. De manera similar, el número de coeficientes significativos pasa de 0 a 2 y luego a 9. El *test* conjunto de significación global de los regresores (14) muestra que la hipótesis nula ($\beta_0 = \text{cte}$, $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{10} = 0$) se rechaza en el caso de 24 y, con más rotundidad, en el de 36 observaciones. Por todo ello, en adelante sólo se presentarán resultados correspondientes a este último caso.

En principio, podrían adelantarse dos hipótesis explicativas de la mejora en el ajuste. La primera parte del hecho de que las decisiones tomadas en un momento dado por una entidad no surten un efecto inmediato sobre sus libros, sino que se distribuyen a lo largo del tiempo siguiendo un determinado patrón. Dicho con otras palabras, el balance y los *ratios* actuales son el resultado de decisiones tomadas en períodos anteriores, que bien podrían haber sido registradas en su momento por las cotizaciones bursátiles, que son uno de los *inputs* en el cálculo de las primas. De alguna manera, se estaría afirmando que los *ratios* contables contribuyen más a explicar las primas a medida que éstas se calculan con una

(14) Johnston (1972, p. 150).

CUADRO N.^o 3
PRIMA DE GARANTIA Y RATIOS CONTABLES (1985-88):
RESULTADOS DE LA ESTIMACION POR M.C.O.

N. ^o obs. σ_E	12	24	36
$F = \frac{R^2 / (K-1)}{(1-R^2) / (N-K)}$	0.882 *	3.499	8.461
$\hat{\beta}_0$	-54.09928 (-.964)	-34.27497 (-1.657)	-28.40707 (-3.420)
$\hat{\beta}_1$	-29.03695 (-.740)	-8.751366 (-.611)	-15.31386 (-2.637)
$\hat{\beta}_2$	-17.67209 (-.450)	-13.65154 (-.954)	-6.259308 (-.107)
$\hat{\beta}_3$	1.743632 (1.129)	.4247020 (.754)	.4936724 (2.160)
$\hat{\beta}_4$	2.869318 (.640)	1.187721 (.726)	1.584330 (2.388)
$\hat{\beta}_5$	-6.437099 (-.899)	-3.101418 (-1.188)	-2.262972 (-2.136)
$\hat{\beta}_6$	11.28743 (.735)	9.267502 (1.655)	6.795799 (2.991)
$\hat{\beta}_7$.5233974 (1.461)	.3475999 (2.660)	.2320489 (4.375)
$\hat{\beta}_8$	-0.0473283 (-1.079)	-0.033130 (-2.071)	-0.023863 (-3.676)
$\hat{\beta}_9$	3.073801 (.808)	2.250495 (1.622)	1.700716 (3.021)
$\hat{\beta}_{10}$	2.023854 (.513)	1.167160 (.811)	.5724877 (.980)
$R^2 (%)$	16.70	44.30	65.79
$\bar{R}^2 (%)$	-2.22	31.64	58.01
N. ^o obs.	55	55	55

Notas:

i) estadístico-t entre paréntesis;

ii) * significa que se acepta al nivel del 5% la hipótesis nula: $\beta_0 = \text{cte}$, $\beta_1 = \dots = \beta_{10} = 0$

historia de cada banco más amplia. La otra hipótesis vendría a decir, más o menos, que los *ratios* contables cuentan bastante poco a la hora de explicar la variabilidad temporal de las primas. Como se sabe, éstas son muy sensibles a σ_E ; sucede que las primas estimadas son más estables en el tiempo cuando esta volatilidad se calcula con 36 rendimientos que con 12 ó 24. Con respecto a los *ratios* contables, es posible que cambien —también— con lentitud en el tiempo.

Del análisis de la significación se deduce que algunas o todas las variables (*ratios* contables) son dependientes entre sí, por cuanto influyen conjuntamente, pero algunos estimadores de los efectos individuales tienen varianzas muy altas y sus estadísticos-t son pequeños y no significativos. Se está, por tanto, en presencia de cierto grado de multicolinealidad.

Por lo que respecta a los signos de los *ratios*, la intuición sugiere, por ejemplo, que la prima de garantía dependerá negativamente del *cash-flow* y positivamente de los recursos ajenos. A tenor de estos primeros resultados, la prima estaría, ciertamente, relacionada inversamente con BA/A y PI/C; sucede que, al mismo tiempo, el *ratio* CF/A aparece con signo positivo. Asimismo, parece que la prima estaría directamente relacionada con RC/S, pero inversamente con RC/O. Siguiendo con los resultados, la relación positiva entre la prima y BA/K podría explicarse imaginando un banco cuya elevada rentabilidad estuviera basada en unos recursos propios exiguos. Más sorprendente puede parecer la relación, también directa, entre la prima y K/A; esto pudiera tener que ver con el hecho de que Valencia, Fomento y Bankinter (los tres primeros en el ranking por riesgo) han figurado estos años entre los que presentaban mayores valores de K/A. En cualquier caso, deben tomarse con cautela estos signos, no sólo por razones econométricas sino también, como se acaba de apuntar, por el sesgo que pudieran introducir los datos de algunos bancos.

Quizá convenga recordar que, en presencia de multicolinealidad, las estimaciones de los coeficientes llegan a ser muy sensibles a conjuntos particulares de datos muestrales y la adición de unas pocas observaciones más puede producir, a veces, grandes cambios en algunos de los coeficientes (15). Por este motivo, la multicolinealidad no es problema para las predicciones, siempre que éstas se limiten a la zona observada (16). No se olvide, tampoco, que la multicolinealidad puede afectar mucho a

(15) Johnston (1972, p. 169).

(16) Peña (1988, p. 385).

algunos parámetros y nada a otros, de modo que los asociados a variables explicativas independientes, o poco correladas con las restantes, no se verían afectados y podrían estimarse con precisión (17). En cualquier caso, se plantea el problema de eliminar algunos de los regresores, utilizando las técnicas apropiadas.

Por otro lado, puede suceder que algunos bancos sean sensiblemente distintos del resto y tengan una influencia, más o menos decisiva, sobre los resultados de las regresiones. Una descripción somera de los datos revela que el Valencia (1985) alcanzó los valores mínimos (de hecho negativos) de BA/A, BD/A, BA/K y CF/A, cuando todos los demás obtuvieron valores positivos. Esto quizás no introduzca grandes sesgos en las regresiones, pues también aparece primero en el *ranking* por riesgo, con la prima media más elevada. Mayor peligro potencial puede suponer la presencia de Bankinter, pues aparece con la segunda prima media más alta y, en cambio, alcanza el máximo valor de BA/K (1986), así como de K/A, RC/S y RC/O (1988). Finalmente, podría pensarse en el Exterior, el único semipúblico, con unos *ratios* distintos del resto (mínimo de K/A en 1986), sobre todo en lo que a la red de sucursales se refiere (valores máximos de S/O).

En este punto se ha desarrollado un análisis de componentes principales, con una doble motivación: a) descubrir los *ratios* contables que guardan una relación más estrecha con los factores más importantes, pues podrían utilizarse posteriormente como regresores (18); b) identificar aquellos bancos suficientemente distintos («anómalos») del resto como para que fuera aconsejable repetir el ejercicio sin ellos y contrastar, así, la robustez de los resultados obtenidos.

De los resultados de dicho análisis se deduce, en primer lugar, que la posible selección de *ratios* más significativos debiera incorporar, como mínimo, los relacionados con los beneficios obtenidos y los recursos de clientes (cuadro 1 del Apéndice). Los beneficios antes de impuestos podrían dividirse o bien por los activos medios, o bien por los recursos propios; los *ratios* BA/A y BA/K conjuntamente reproducirían la relación K/A. La eventual inclusión de las provisiones realizadas permitiría reproducir el *cash-flow*. Los recursos de clientes, por su parte, podrían ponder-

(17) En este mismo sentido, véase Martínez *et al.* (1989, pp. 475 y ss.).

(18) Nótese que este objetivo difiere del habitual, el cual consiste en obtener unas nuevas variables para ser utilizadas eventualmente como regresores en una ecuación. La razón es que todos los agentes conocen lo que debe entenderse por cada uno de los *ratios*, lo cual no puede afirmarse para las componentes principales o factores.

rarse por el número de empleados o por el de oficinas; ambas medidas RC/S y RC/O, recogerían el *ratio S/O* (19).

El análisis realizado ha hecho posible, además, identificar bancos potencialmente «anómalos» (*outliers*); concretamente, aporta evidencia relativa a tres bancos para distintos años y sugiere una explicación, en la medida en que se pueden interpretar los distintos ejes (cuadros 2 y 3 del Apéndice). Atendiendo a los dos primeros, estos bancos serían: Valencia (1985), Bankinter (1987-88) y Exterior (1985-86-87-88).

Hasta este punto se ha venido utilizando el análisis de regresión ordinario. En la sección siguiente, dado que este caso-estudio se presta a ello se realizará un análisis de datos de panel. Concretamente, se supondrá que alguno de los coeficientes del modelo (en particular, el término independiente) es función de las unidades económicas que generaron las observaciones en la muestra y que no cambia con el tiempo («efectos fijos»). Así, serán trece los bancos considerados en lugar de catorce, por la fusión ya señalada, y para ellos se dispondrá de datos a lo largo de cuatro años (20). Con objeto de poder establecer algunas comparaciones, el cuadro 4 (parte izquierda) recoge los resultados obtenidos, con esta muestra siguiendo el enfoque ordinario.

5. PRIMAS Y RATIOS: UNA APROXIMACION CON DATOS DE PANEL

Como ya se ha señalado, nuestro caso-estudio se presta a esta clase de análisis en la medida en que se tienen observaciones de los mismos individuos en varios períodos de tiempo. Pero el motivo de hacerlo es más profundo. A menudo se escucha que la verdadera razón por la que a veces se encuentran (o no se encuentran) ciertos efectos se debe a variables omitidas (o mal medidas, o mal observadas), que están correlacionadas con las variables explicativas. Al utilizar la información tanto de la dinámica intertemporal como de la individualidad de las entidades, se está en

(19) Este estudio debiera complementarse con el análisis de las contribuciones de los individuos, pues bien pudiera suceder que algunos ejes, en lugar de reflejar «comunidad», estuvieran recogiendo «especificidad», en algún sentido, por parte de algún banco. El fin de no ser exhaustivos, en el Apéndice aparecen únicamente las proyecciones de los individuos sobre los dos primeros ejes.

(20) Los *ratios* para el BBV en 1986 y 1987 se han calculado agregando las medidas correspondientes al BB y BV en esos años.

CUADRO N.º 4
RESULTADOS DE LA ESTIMACION CROSS-SECTION (1985-88)

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot R1 + \beta_2 \cdot R2 + \beta_3 \cdot R3 + \beta_4 \cdot R4 + \beta_5 \cdot R5 + \beta_6 \cdot R6 + \beta_7 \cdot R7 + \\ \beta_8 \cdot R8 + \beta_9 \cdot R9 + \beta_{10} \cdot R10 + u_{it}$$

(i = 1, 2, ..., 13)

$$P_{it} = \beta_1 \cdot R1 + \beta_2 \cdot R2 + \beta_3 \cdot R3 + \beta_4 \cdot R4 + \beta_5 \cdot R5 + \beta_6 \cdot R6 + \beta_7 \cdot R7 + \beta_8 \cdot \\ R8 + \beta_9 \cdot R9 + \beta_{10} \cdot R10 + \varepsilon_{it}$$

(X_{it} = X_{it} - X_{i.}) (i = 1, 2, ..., 13)

Variable	P (M.C.O.)		P (Efectos fijos)	
	Coeficiente	estad. - t	Coeficiente	estad. - t.
Constante	-30.90	-3.50		
BA/A	-16.32	-2.70	-6.04	-0.88
BD/A	-0.26	-0.04	3.26	0.62
BA/K	0.54	2.27	-0.13	-0.59
K/A	1.74	2.50	-0.63	-0.85
PI/C	-2.19	-1.82	-1.26	-0.86
CF/A	6.72	2.66	5.77	1.90
RC/S	0.23	4.36	0.10	1.38
RC/O	-0.02	-3.64	-0.008	-0.79
S/O	1.77	3.06	1.10	1.37
GE/A	0.73	1.16	-1.93	-1.35
R ²	0.669		0.751	
R̄ ²	0.589		0.674	
SSR	133.9		45.49	
SEE	1.80		1.25	
Nº obs.	52		52	
gr. 1.	41		29	

mejor posición para controlar, de modo más natural, estos efectos de variables omitidas o inobservadas (21).

En el análisis de regresión ordinario se suponía, entre otras cosas, que el término independiente es igual para todos los individuos y en todos los períodos, lo mismo que las «pendientes» (coeficientes de las variables explicativas); es decir, se suponía la homogeneidad de todos los coeficientes de regresión. Obviamente, este supuesto requiere verificación pues, a menos que resulte aceptado, la regresión MCO, con todas las unidades en todos los períodos, puede provocar sesgos importantes.

La contrastación de la homogeneidad global del modelo pasa por contrastar la homogeneidad de: a) todos los coeficientes, b) las pendientes del modelo como un bloque, y c) el término independiente del modelo. Las etapas a) y b) requieren plantear regresiones separadas para cada individuo. En este caso, ello no es posible debido al pequeño número de períodos considerado (esto es, difícilmente se podrían calcular con cuatro observaciones nada menos que diez coeficientes y un término constante). Sólo es posible contrastar la homogeneidad del término constante cuando las pendientes ya lo son. Evidentemente, si se rechaza esta hipótesis, habría de rechazarse la homogeneidad global del modelo, pero queda por saber si hay también heterogeneidad de las pendientes. El *test* de la hipótesis:

$$\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N \quad \text{dado} \quad \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

viene dado por:

$$F = \frac{(S_1 - S_2) / (N - 1)}{S_2 / [N(T - 1) - K]}$$

donde:

N = número de individuos.

T = número de períodos.

K = número de variables explicativas.

S_1 = suma de cuadrados de los residuos con homogeneidad tanto del término independiente como de los restantes coeficientes.

S_2 = suma de cuadrados de los residuos con pendientes constantes pero heterogeneidad del término independiente.

(21) Hsiao (1986).

Con objeto de tener en cuenta los efectos de aquellas variables omitidas que son específicas para cada individuo pero que, por simplicidad, permanecen constantes en el tiempo, puede procederse a introducir variables ficticias. El procedimiento de estimación no necesita, sin embargo, que las variables ficticias se incluyan realmente en la matriz de variables explicativas. Basta con calcular la media de las observaciones temporales separadamente para cada individuo, transformar las variables observadas restándoles la media temporal correspondiente y luego aplicar MCO a los datos transformados. La variable dependiente así transformada y los regresores transformados se escribirán *en cursiva*.

El cuadro 4 (parte derecha) presenta los resultados de las estimaciones obtenidas considerando todos los bancos. Si se compara esta regresión con su homóloga ordinaria (parte izquierda) se observa, en primer lugar, que ahora el número de grados de libertad es menor, lo cual es lógico si se tiene en cuenta que, al calcular la media temporal para cada individuo, se pierde 1 grado de libertad (en este caso hay 13 bancos); por otra parte, en el modelo estimado no hay término constante. Así pues, ahora hay 12 grados de libertad menos.

Así mismo, se observa que el coeficiente R^2 (y el \bar{R}^2) aumenta unos ocho puntos porcentuales. Una caída drástica tiene lugar en la suma de cuadrados de los residuos; también se reduce el error estándar de la estimación. Por último, no aparece ningún coeficiente significativo (tan sólo CF/A estaría cerca de serlo), cuando antes lo eran nada menos que ocho. Parecería, por tanto, que son los aspectos idiosincrásicos (los α_i , heterogéneos) los que hacen que muchos de los ratios contables aparezcan como significativos, de tal modo que, cuando se admite explícitamente dicha heterogeneidad, la capacidad explicativa de los ratios se ve fuertemente mermada.

Ahora es el momento oportuno para realizar el contraste de igualdad de los términos independientes (supuesta la homogeneidad en las pendientes). Atendiendo a las estimaciones obtenidas, se tiene un valor de $F = 4.69$, el cual hay que comparar con $F_{0.05}(12,29) \approx 2.09$. En consecuencia, debe rechazarse la hipótesis nula y cuestionarse la validez del análisis ordinario, dicho con otras palabras, es adecuado el análisis de datos de panel.

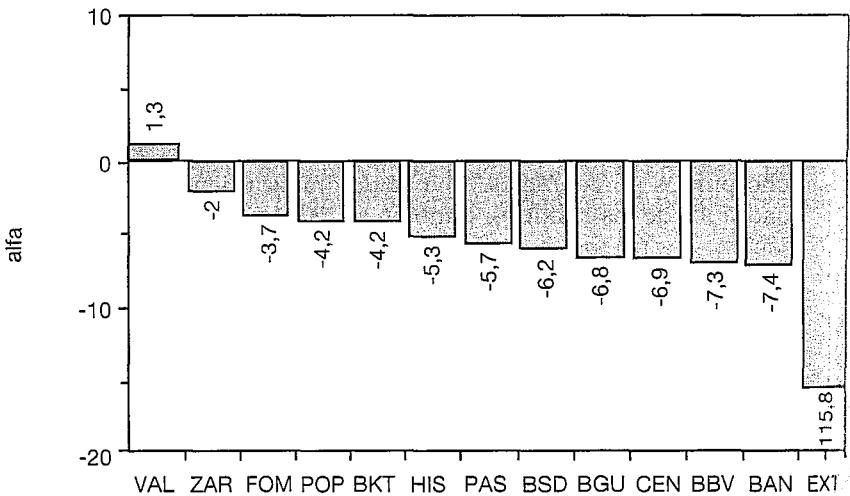
Puesto que en este análisis se transforman previamente todas las variables, las conclusiones sobre los distintos signos ya no pueden extraerse con la misma rotundidad que en el análisis ordinario. Aun así, según estos resultados la prima (transformada) estaría inversamente relacionada con BA/K y K/A , mientras que lo estaría directamente con RC/S . Los dos primeros signos parecen los más esperables (aunque en el análisis

ordinario aparecieron con el signo contrario); en cambio, el último se mantiene con respecto al análisis anterior. Por otro lado, persisten las cautelas sobre *CF/A* en la medida en que *BA/A* y *PI/C* vuelven a aparecer con el signo contrario que aquél. También es posible que estos signos no sean ajenos al problema de la multicolinealidad (se volverá sobre esta misma cuestión más adelante).

Se consideran, a continuación, los términos independientes heterogéneos. A partir del modelo inicial con todos los bancos para los cuatro años, se han calculado los distintos $\hat{\alpha}_i$ de acuerdo con la expresión

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \hat{\beta} \cdot \bar{x}_i \quad i = 1, \dots, N$$

En el gráfico aparecen estos valores.



Ante todo, llama la atención que el signo del Valencia, único banco que ha cerrado algún ejercicio con pérdidas y cabeza del ranking por riesgo, sea el contrario de todos los demás. En el extremo opuesto aparece el Exterior, claramente distanciado del resto. Esto podría considerarse como otra evidencia del carácter diferencial del Valencia o del Exterior, incluso podría pensarse que eliminándolos quizás dejara de ser relevante la consideración explícita de la heterogeneidad de los términos independientes. Pues bien, tanto al eliminar separadamente al Valencia como al Exterior, el correspondiente contraste de la F llevó a rechazar la hipótesis nula de homogeneidad (cuadros 4 y 5 del Apéndice).

6. PRIMAS Y RATIOS: UNA ULTIMA RECONSIDERACION

Hasta este punto, se ha intentado encontrar una relación (globalmente) significativa entre los valores de la prima de garantía y los *ratios* contables propuestos por el profesor Revell. Ahora, siguiendo en esta línea, se intentará encontrar una relación en la que, además, todos los *ratios* que figuren en ella sean, a su vez, significativos; este intento se realizará tanto cuando el análisis ordinario esté justificado, como cuando lo esté la aproximación con datos de panel (22).

6.1. DE NUEVO, EL ANÁLISIS ORDINARIO

Dado que al calcular los distintos $\hat{\alpha}$, se ha observado que Valencia y Exterior se situaban en sendos extremos, se ha procedido a eliminarlos juntos. En este caso, realizadas las regresiones ordinaria y con efectos fijos sobre los diez *ratios*, se acepta la hipótesis nula de *homogeneidad* (cuadro 6 del Apéndice). Eliminando aquellos regresores con menor estadístico-t, hasta que los últimos sean todos ellos significativos (23), se obtiene, para el período 1985-88:

$$\hat{P} = -17'93 - 6'07.BA/A - 2'70.PI/C + 5'58.CF/A + 0'17.RC/S - 0'017.RC/O + 1'91.S/O \\ (-2'94) \quad (-2'60) \quad (-2'74) \quad (2'51) \quad (3'11) \quad (-2'40) \quad (2'60)$$

$$R^2 = 0'561 \quad \bar{R}^2 = 0'490 \quad SSR = 63'21 \quad SEE = 1'30 \quad N.^o \text{ obs.} = 44 \quad Gr.l. = 37$$

Quizá sea oportuno recordar que, en el análisis de componentes principales, el mayor protagonismo recaía sobre los beneficios obtenidos y los recursos de clientes. Con respecto a los primeros, se señaló que la

(22) En esta sección se abriría el camino a una aplicación tentativa sobre las cajas de ahorro, por ejemplo, pues las estimaciones aquí obtenidas podrían ser proyectadas sobre este colectivo.

(23) Este criterio debe tomarse con cautela, pues la eliminación sucesiva de variables aparentemente no significativas podría estar provocada, precisamente, por la colinealidad entre las variables explicativas.

eventual inclusión de las provisiones por insolvencias permitiría reproducir el *cash-flow*. Con respecto a los segundos, se dijo que podrían ponderarse por el número de empleados o por el de oficinas. Hay, por tanto, una coincidencia notable entre estas variables y los *ratios* que sobreviven a la eliminación de aquellos otros (aparentemente) menos significativos.

Por lo que respecta a los signos de los *ratios*, como viene siendo habitual, parece que la prima estaría inversamente relacionada tanto con BA/A como con PI/C. Asimismo, los signos de CF/A y RC/S permanecen inalterados. Por último, seguiría habiendo una relación negativa entre P y RC/O, y positiva entre P y S/O.

De nuevo, conviene recordar la —más que probable— multicolinealidad entre estos *ratios*, no sólo entre BA/A y PI/C con CF/A, sino también entre RC/S y RC/O con S/O, pues éste no es sino el cociente de aquéllos.

De cara a este problema, podría adoptarse la siguiente *convención*: a) siempre que aparezca el *ratio* CF/A junto con los beneficios y/o las provisiones, serán utilizados como regresores o bien BA/A y PI/C o bien CF/A; b) siempre que aparezcan algunos de los *ratios* RC/S, RC/O y S/O, se tomarán únicamente dos de ellos, habida cuenta de que el restante está recogido de alguna manera. De este modo, el número de regresores pasará de seis a cuatro. Se trata, con ello, de obtener unas estimaciones lo más depuradas posible, para saber qué *ratios* están más relacionados con la prima (y para realizar, llegado el caso, una proyección no demasiado viñciada sobre las cajas de ahorros).

Partiendo de esta regresión para 1985-88, el cuadro 5 recoge las estimaciones obtenidas siguiendo esta convención. Como puede apreciarse, cuando se utiliza por separado el *ratio* CF/A, su signo asociado es negativo (al igual que el de BA/A y PI/C). Ello no incide, en absoluto, sobre los signos de los tres *ratios* stock: RC/S y también RC/O influirían positivamente en la P, y el signo de S/O oscila según cuál le acompañe. También se observa una disminución importante en la bondad del ajuste, similar en todos los casos, aunque es ligeramente menor cuando se utilizan por separado los componentes del *cash-flow*.

6.2. DE NUEVO, LOS EFECTOS FIJOS

Como se ha visto anteriormente, el análisis de datos de panel está justificado cuando se consideran todos los bancos. Los resultados obtenidos

CUADRO N.º 5

REGRESIONES POR M.C.O. EXCLUIDOS VALENCIA Y EXTERIOR
CON LOS RATIOS CONVENIDOS (1985-88)

Variable	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Constante	-3.04 (-2.28)	-6.55 (-2.19)	-1.74 (-0.67)	-3.47 (-2.76)	-6.61 (-2.24)	-1.53 (-0.61)
BA/A	-0.33 (-0.80)	-0.29 (-0.70)	-0.25 (-0.58)			
PI/C	-0.34 (-1.14)	-0.38 (-1.29)	-0.42 (-1.37)			
CF/A				-0.32 (-0.89)	-0.31 (-0.87)	-0.31 (-0.84)
RC/S	0.02 (1.35)	0.04 (5.05)		0.02 (1.81)	0.04 (5.29)	
RC/O	0.002 (0.87)		0.005 (4.61)	0.001 (0.77)		0.005 (4.83)
S/O		0.38 (1.47)	-0.17 (-0.70)		-0.33 (1.34)	-0.26 (-1.21)
R ²	0.437	0.456	0.418	0.423	0.439	0.398
R̄ ²	0.379	0.400	0.358	0.380	0.397	0.353
SSR	81.14	78.35	83.90	83.17	80.76	86.79
SEE	1.44	1.41	1.46	1.44	1.42	1.47
N.º obs.	44	44	44	44	44	44
gr. 1	39	39	39	40	40	40

Nota: estadístico-t entre paréntesis.

En este caso, con todos los *ratios* (transformados) significativos, para el período 1985-88, son:

$$\hat{P} = -3'11.BA/A + 3'15.CF/A + 0'033.RC/S - 2'41.GE/A
(-3'40) \quad (5'84) \quad (3'54) \quad (2'09)$$

$$R^2 = 0'713 \quad R̄^2 = 0'688 \quad SSR = 52'53 \quad SEE = 1'22 \quad N.º obs. = 52 \quad Gr.l. = 35$$

Siguiendo la convención adoptada, se cambia el modelo a estimar, obteniéndose las dos regresiones del cuadro 6. El cambio realizado apenas repercute sobre el R^2 cuando se combina BA/A con PI/C en lugar de hacerlo con CF/A ; se resiente, en cambio, la significación de algunos coeficientes. De nuevo, se observa que tienen mayor capacidad explicativa los componentes del *cash-flow* por separado. Por lo demás, el *ratio RC/S* aparece con signo positivo.

7. COMENTARIOS Y CONCLUSIONES

En definitiva, parece razonable pensar que habrá alguna relación entre las primas de garantía aproximadas según la teoría de opciones y la información contable. Este trabajo, utilizando rendimientos mensuales de las acciones bancarias, ha dado unos primeros pasos en esta dirección, cuyas enseñanzas podrían, quizás, ser de utilidad para con aquellas entidades de depósito no constituidas mediante acciones.

El primer paso ha consistido en tantear si existe alguna relación entre las primas estimadas para un grupo de bancos españoles y determinadas

CUADRO N.^o 6
REGRESIONES DE EFECTOS FIJOS CON TODOS LOS BANCOS
Y CON LOS RATIOS CONVENIDOS (1985-88)

Variable	Coeficiente	estad.-t	Coeficiente	estad.-t
BA/A	0.45	0.71		
PI/C	1.41	5.47		
CF/A			1.78	4.36
RC/S	0.03	3.79	0.02	2.52
GE/A	-1.65	-1.41	-2.34	-1.78
<hr/>				
R^2	0.694		0.618	
\bar{R}^2	0.668		0.597	
SSR	55.95		69.93	
SEE	1.26		1.39	
N. ^o obs.	52		52	
gr. 1.	35		36	

ratios contables convencionales. Una aproximación inicial, basada en el análisis de regresión ordinario, sugiere que el ajuste mejora según se amplía la historia considerada para cada banco, es decir, según se pasa de utilizar 12 a 24 y a 36 rendimientos mensuales. Esto puede ser debido a que el balance de una entidad (y sus distintos *ratios* actuales) es el resultado de decisiones tomadas en períodos anteriores que, tal vez, fueron registradas en su momento por las cotizaciones bursátiles. En cualquier caso, como los trabajos hechos hasta ahora para calcular primas de garantía utilizan rendimientos diarios de un mismo año, no se han planteado buscar una relación entre estas primas e información contable.

Del análisis de la significación se deduce que algunas o todas las variables (*ratios* contables) son dependientes entre sí. Por otro lado, parece suceder que algunos bancos son sensiblemente distintos del resto y tienen una influencia, más o menos decisiva, sobre las estimaciones anteriores. Realizado un análisis de componentes principales, los *ratios* contables que parecen estar más correlacionados con los factores son, básicamente, aquellos que tienen que ver con el *cash-flow* y con la captación de recursos ajenos; la intuición sugiere que la prima de garantía depende negativamente del primero y positivamente de los segundos. Por otro lado, se detectan algunos bancos potencialmente anómalos.

Seguidamente, al disponer de observaciones de las mismas entidades en varios períodos, se ha realizado una aproximación con datos de panel. Se muestra, entre otras cosas, que cuando se contempla explícitamente la heterogeneidad de las entidades («efectos fijos»), la capacidad explicativa de los *ratios* se ve fuertemente mermada. Asimismo, se pone de manifiesto que, una vez calculados los términos independientes (específicos de cada banco) y eliminados los dos bancos con valores extremos, es válido el análisis de regresión ordinario. De acuerdo con este último y en estas condiciones, la prima de garantía depende negativamente de los componentes del *cash-flow* y positivamente de los recursos de clientes. En cambio, cuando se consideran todos los bancos, resulta más rigurosa la aproximación con datos de panel. Puesto que en este análisis se transforman previamente todas las variables, las conclusiones sobre los distintos signos no pueden extraerse con la misma rotundidad que en el análisis ordinario; aun así, hay signos que se repiten pero otros no.

Si estos resultados se considerasen mínimamente satisfactorios, cabría plantearse la posibilidad de extrapolarlos a otro tipo de entidades distintas de los bancos. Este cometido va más allá, sin embargo, de las pretensiones del presente trabajo.