

COEFICIENTE DE RECURSOS PROPIOS Y FINANCIACIÓN DE LAS ENTIDADES BANCARIAS*

VÍCTOR E. BARRIOS
JUAN M. BLANCO
Universidad de Valencia

El objetivo de este artículo es estudiar la fijación del cociente de capital, esto es, el porcentaje que representan los recursos propios sobre el total de activos, por parte de las empresas bancarias. Para ello, se propone un modelo teórico que analiza la existencia de un cociente de capital objetivo distinguiendo dos regímenes: uno para las empresas que no están afectadas por la regulación de un coeficiente de capital mínimo y otro para las que sí están afectadas. El modelo se contrasta aplicando un método econométrico de desequilibrio que utiliza datos de bancos españoles.

Palabras clave: cociente de capital, regulación de recursos propios, modelo de desequilibrio.

Clasificación JEL: G21, G28, C34.

Los recursos propios, constituidos básicamente por capital y reservas, representan un porcentaje minoritario en la financiación de las entidades bancarias. No obstante, estos recursos, además de financiar su actividad a largo plazo, fomentan la credibilidad y confianza del público en la entidad puesto que, en caso de crisis, la probabilidad de que ésta no pueda hacer frente a sus deudas será tanto mayor cuanto menor sea la proporción que representan los recursos propios en la entidad. Esta correspondencia entre bajos niveles de capital y mayor probabilidad de quiebra¹, con los consiguientes efectos externos negativos sobre el sistema financiero, justificaría la exigencia, estricta y efectiva, de una regulación de capital mínimo sobre activos, si bien, tal y como plantean Lam y Chen (1985), Koehn y Santomero (1985) y Kim y Santomero (1988), los bancos pueden responder a esta exigencia incrementando el riesgo en la colocación de

(*) Agradecemos a dos evaluadores anónimos sus útiles sugerencias y comentarios que han ayudado a mejorar este trabajo. También queremos mostrar nuestra gratitud a los Departamentos de Economía de la Empresa de la Universidad Carlos III de Madrid y de Economía de la Universidad de Castellón. Los posibles errores cometidos son exclusivamente responsabilidad nuestra. Víctor Barrios agradece el apoyo financiero y las facilidades ofrecidas por la Consejería de Educación y Ciencia de la Generalidad Valenciana durante la realización de este proyecto.

(1) Véase Rodríguez Fernández (1989) y Short, O'Driscoll y Berger (1985).

activos². Por otra parte, un cociente de capital exigido demasiado elevado puede llevar a las empresas bancarias de capital deficiente a reducir su oferta de crédito (*capital crunch*), dado que la captación de fondos propios es costosa. Esta caída del volumen de préstamos puede reducir la inversión productiva (Santomero y Watson 1977), frenando el proceso de crecimiento económico. Todas estos argumentos justifican el estudio del cociente de recursos propios como una de las decisiones estratégicas más importantes de las entidades bancarias.

¿Existe un cociente de recursos propios óptimo, que sería el elegido por la empresa en ausencia de regulación? A este respecto existen en la literatura financiera dos planteamientos teóricos que llegan a conclusiones opuestas: el *teorema de Modigliani-Miller (1958)* y la *tesis tradicional o clásica*. Modigliani y Miller (MM) plantean que, en un mundo con mercados de capitales perfectos y sin fricciones, el valor de mercado de una empresa es independiente de su estructura financiera. Por el contrario, la existencia de un cociente de endeudamiento óptimo en el que las empresas maximizan su valor de mercado es el fundamento de la *tesis clásica o tradicional*. Apoyando esta última tesis, la literatura bancaria ha contemplado numerosas excepciones al *teorema de MM*. Incluyendo en el análisis costes de insolvencia, costes de agencia, costes operativos asociados a la forma de financiación de la empresa o seguro de depósitos, la validez del *teorema de MM* queda limitada y se justifica la existencia de ese cociente de capital óptimo de mercado³. En el modelo teórico que se propondrá se mostrará que es la tesis tradicional el planteamiento teórico que mejor se ajusta al comportamiento de las empresas bancarias.

Con el objetivo de minimizar los costes sociales de insolvencia que pueden derivarse de toda crisis bancaria, las autoridades supervisoras exigen de los bancos el cumplimiento de un coeficiente de capital mínimo. Esta exigencia será efectiva si las empresas bancarias, como resultado de la regulación, establecen cocientes de capital superiores al que sería su óptimo de mercado en ausencia de regulación (esto es, la restricción de capital es operativa para aquellas empresas cuyo óptimo de mercado se sitúa por debajo del mínimo regulado). Por el contrario, la regulación no será efectiva para aquellas empresas que, siguiendo las fuerzas del mercado establecen ya unos cocientes de capital óptimo superiores al regulado.

El objetivo de este artículo es analizar los determinantes de la fijación del cociente de capital de las empresa bancarias para concluir si son las presiones del mercado o las exigencias de la regulación las que determinan el cociente de capital de las empresas bancarias. En el apartado 1 se desarrolla un modelo teórico que describe el comportamiento que siguen las entidades financieras para establecer su cociente de capital, distinguiendo las entidades que están realmente restringidas por la regulación de aquellas que no lo están. El modelo demuestra la existencia de un cociente objetivo para la empresa y señala las variables que lo

(2) Por el contrario, Keeley y Furlong (1991) afirman que los requisitos de capital reducen los incentivos para captar activos más arriesgados, por lo tanto, no tiene por qué incrementarse la probabilidad de bancarrota.

(3) Un resumen selectivo de los modelos de capital óptimo puede encontrarse en Rodríguez Fernández (1991) [véase también Osterberg y Thomson (1991)].

determinan. Las novedades de este modelo consisten en: a) sintetizar en una única formulación las excepciones que en la literatura bancaria se han contemplado generalmente de forma aislada al teorema de Modigliani Miller (servicios de liquidez, costes asociados a una forma de financiación, seguro de depósitos) y b) determinar analíticamente el comportamiento óptimo de las entidades realmente restringidas por la regulación. En el apartado 2 se propone el método econométrico para contrastar empíricamente el modelo teórico: dado que no pueden diferenciarse *a priori* las entidades bancarias restringidas por la regulación de aquellas no restringidas se realizará la estimación empleando técnicas de máxima verosimilitud aplicadas en un contexto de desequilibrio. En el apartado 3 se exponen los resultados de la estimación para bancos españoles durante el período 1985-1991 y en el apartado 4 se extraen las conclusiones pertinentes.

1. EL MODELO

Los supuestos son los siguientes. S1: El horizonte temporal de las empresas bancarias es de dos períodos ($t = 0, 1$). En $t = 0$ la empresa bancaria tiene sólo dos fuentes de financiación, depósitos completamente asegurados (D_0) y capital (K_0) que serán invertidos en el activo inicial A_0 , siendo, por tanto, su restricción presupuestaria $A_0 = D_0 + K_0$. S2: los propietarios del capital (accionistas) son neutrales al riesgo⁴ y maximizan el valor presente de la renta generada entre ambos períodos, quedando su responsabilidad limitada al valor de sus inversiones en caso de quiebra. En concreto, desean maximizar el valor de la empresa neto del coste de oportunidad de la inversión realizada. S3: existe un activo libre de riesgo que ofrece un rendimiento (r_f) tal que los inversores pueden prestar y pedir prestada cualquier cantidad de dinero a ese tipo de interés. S4: el banco invierte en un activo compuesto, del que obtiene unos ingresos aleatorios netos (\tilde{X}) por unidad de activos en $t = 1$. Estos ingresos, que se distribuyen como una normal, incluirían, entre otros⁵ el valor de reembolso de los créditos concedidos y sus intereses, una vez deducidos los costes operativos asociados a las operaciones de activos (\tilde{R}_a). Si, por simplicidad, suponemos que el principal de los créditos está garantizado, el valor de su rendimiento bruto (\tilde{R}_a) será igual a $(1 + \tilde{r}_a)$, siendo (\tilde{r}_a) el tipo de rendimiento (aleatorio) neto de costes de dichos créditos. S5: existe un seguro de depósitos, gestionado por un Fondo de Garantía de Depósitos (FGD), que garantiza, sin límite, el principal y los intereses a los depositantes. El pasivo bancario, en $t = 1$, (D_1) está formado íntegramente por los depósitos y los intereses acumulados hasta esa fecha $D_1 = (1 + r_d) D_0$. S6: al captar depósitos, el banco incurre en dos tipos de costes (al margen de los intereses del pasivo): la prima de seguro y los costes operativos asociados a estos títulos⁶. Ambos costes se desembolsan al

(4) La existencia de un cociente óptimo no resulta afectada por la consideración de otro tipo de preferencias ante el riesgo.

(5) Dentro de estos también estarían englobados los beneficios extraordinarios netos asociados a la tenencia de activos.

(6) Los costes operativos de la entidad son una función aditiva separable del volumen de activos (supuesto S4) y depósitos de la entidad, si bien son los costes operativos asociados a las operaciones de pasivos los más importantes [Humphrey (1991)].

final del período. El FGD fija una prima de seguro (Z), infravalorada, como una proporción (b) de los pagos (D_1) que se deben realizar a los depositantes en caso de quiebra de la entidad ($Z = b D_1$). Por otra parte, supondremos que tanto la primera como la segunda derivada de los costes operativos $C(D_0)$ respecto a D_0 son positivas⁷. La existencia de estos costes operativos, debidos a la provisión de servicios de transacción y liquidez asociados a estos títulos, permite que los depósitos se remuneren a un tipo único (r_d), inferior al tipo del activo libre de riesgo (r_f). La diferencia entre (r_f) y (r_d) es el valor que los depositantes asignan a los servicios de liquidez ($\mu = r_f - r_d$ es la prima de liquidez). S7: en caso de producirse la quiebra de la entidad bancaria, el seguro de depósitos hará frente a todos los compromisos de pago y pérdidas de la entidad⁸. S8: las autoridades exigen que el cociente de capital (K/A) tenga como mínimo un valor (R) e imponen una sanción fija (J) si la empresa sitúa su cociente de capital por debajo de la regulación y una sanción variable en proporción creciente a la magnitud del incumplimiento⁹. S9: El cociente de capital sobre activos tiene un componente aleatorio: el cociente elegido por la entidad puede diferir del que realmente se verifica en una perturbación aleatoria.

Para analizar el resultado final se estudiará en primer lugar el comportamiento de los bancos en el caso de que no existiese regulación para posteriormente introducir dicha regulación y comparar los resultados. De este modo será posible determinar el efecto de la regulación sobre el comportamiento bancario.

La función objetivo que maximizarían los propietarios de la entidad (accionistas) en ausencia de regulación es, debido a la aleatoriedad del cociente de capital, la esperanza del valor presente de la empresa neto de su inversión realizada (V), expresadas estas variables por unidad de activo.

$$E[V] = (1 + r_f)^{-1} E\left[\max\{\tilde{X} - (D_1 + C(D_0) + Z)/A_0, 0\}\right] - (K_0/A_0) \quad [1]$$

La ecuación [1] admite la siguiente descomposición:

$$E[V] = (1 + r_f)^{-1} E\left[\tilde{X} - (D_1 + C(D_0) + Z)/A_0\right] + (1 + r_f)^{-1} E\left[\max\{(D_1 + C(D_0) + Z)/A_0 - \tilde{X}, 0\}\right] - [1 - (D_0/A_0)] = (1 + r_f)^{-1} \left\{ E\left[\tilde{X} - (D_1 + C(D_0) + Z)/A_0\right] + VRL \right\} - [1 - (D_0/A_0)] \quad [2]$$

(7) Este supuesto implica la consideración de rendimientos decrecientes a escala, al menos en algún tramo relevante de la producción de la empresa. Aunque es un supuesto básico para garantizar el equilibrio del modelo, en la banca española parecen observarse más bien rendimientos constantes a escala.

(8) Esta hipótesis garantiza la consistencia de los supuestos S2 y S4, dado que al hacer frente el FGD a todas las cargas de la entidad en caso de quiebra, la hipótesis de normalidad de \tilde{X} será compatible con el principio de responsabilidad limitada de accionistas y depositantes, además de garantizar la retribución segura de los restantes acreedores de la entidad (gastos de personal y otros costes operativos).

(9) La estructura de penalizaciones en el caso español es similar a la del modelo (ley 13/1985 sobre recursos propios y ley 26/1988 sobre disciplina e intervención de las entidades de crédito).

expresión de la que se puede deducir que los propietarios de la empresa disponen, por un lado, de su patrimonio neto y, por otro, de una opción de venta de sus activos, que podría ser ejecutada en caso de quiebra de la entidad, cuyo precio de ejercicio es el valor de su pasivo por unidad de activos $s = \{(B + C(D_0) + Z)/A\}$ y, que vendría a representar el valor, por unidad de activos, de la responsabilidad limitada de los accionistas en la entidad (VRL). De acuerdo a los supuestos S5 y S7 el suscriptor de esa opción es el seguro de depósitos que se hará cargo de los compromisos de la entidad cuando ésta sea insolvente, estableciendo la imposición del precio y de las reglas de control que en su ausencia, hubiesen sido establecidas en la cláusula del contrato entre la empresa con responsabilidad limitada y los depositantes. Esta idea queda expresada en la ecuación [3], donde se demuestra que el valor presente del subsidio del seguro de depósitos neto de la cuota a pagar por la entidad $[-V(\tilde{G})]$ coincide con el valor presente de la responsabilidad limitada de los accionistas, una vez descontada la prima del seguro.

$$\begin{aligned}
 -V(\tilde{G}) &= (1 + r_f)^{-1} \left\{ \int_{-\infty}^{\infty} \left[\{(D_1 + C(D_0))/A_0\} - \tilde{X} \right] f(\tilde{X}) d\tilde{X} - (Z/A_0)[1 - F(s)] \right\} = \\
 & \hspace{15em} [3] \\
 &= (1 + r_f)^{-1} \left\{ \{(D_1 + Z + C(D_0))/A_0\} F(s) - E[\tilde{X}]_{-\infty}^s - (Z/A_0) \right\} = (1 + r_f)^{-1} \{VRL - (Z/A_0)\}
 \end{aligned}$$

El valor de la garantía $[-V(\tilde{G})]$, por unidad de activos, depende de la cuantía de la cobertura (D_1), del pago de los restantes compromisos de la empresa en caso de quiebra $[C(D_0)]$, de la probabilidad de quiebra de la empresa $F(s)$, de la cuota del seguro (Z) y de la posible recuperación de activos para la agencia aseguradora en caso de quiebra de la entidad $E[\tilde{X}]_{-\infty}^s$. El signo de esta expresión será positivo ya que $\{s F(s) > E[\tilde{X}]_{-\infty}^s\}$ y el FGD infravalora el precio del seguro (supuesto S6).

Sustituyendo [3] en [2] y realizando algunas transformaciones es posible definir la esperanza del valor presente neto (por unidad de activos) de una empresa bancaria endeudada como la suma de la esperanza del valor actual (por unidad de activos) de una empresa libre de deuda $E[V^u]$ más el valor presente que los depositantes asignan a los servicios de liquidez $[\mu (D_0/A_0)]$ (que representa una renuncia en sus demandas de rentabilidad a cambio de una prestación de servicios de medios de pago) más el valor de la garantía del seguro neta de la prima pagada $[-V(\tilde{G})]$, menos el valor presente de los costes operativos asociados a los depósitos $[C(D_0)/A_0]$:

$$E[V] = E[V^u] + (1 + r_f)^{-1} \left\{ \mu (D_0/A_0) - [C(D_0)/A_0] \right\} - V(\tilde{G}) - 1 \quad [4]$$

Entre las penalizaciones fijas se encuentran la restricción, salvo informe favorable del Banco de España, a la libre apertura de nuevas oficinas. Las penalizaciones variables incluyen: la obligación de destinar una porción de los beneficios (proporcional al déficit de capital) a reservas, el establecimiento, previo informe del Banco de España, de límites máximos a inversiones en inmuebles y otros activos materiales y a los riesgos contraídos con una persona o grupo, así como la imposición de multas y sanciones atendiendo al valor del déficit de recursos propios y a su persistencia.

En este contexto, el problema de decisión del banco consistirá en elegir la estructura de capital (K_0/A_0) que maximiza $E[V]$. La condición de primer orden del problema de maximización establece que la entidad incrementará su cociente de deuda (esto es, reducirá su cociente de capital) hasta el punto en el que el ingreso marginal que proporcionan los depósitos, definido por la suma del valor presente de los servicios de liquidez para los depositantes y el valor del subsidio del seguro, sea igual a su coste marginal, que incluye el efecto que el incremento del nivel de depósitos (o reducción del capital) tendrá sobre los costes operativos y sobre la prima que se debe pagar por el seguro de depósitos, esto es:

$$\mu + (1 + r_d) F(s) = \left[\frac{\partial \{[Z + C(D)]/A_0\}}{\partial (K_0/A_0)} \right] [1 - F(s)] \quad [5]$$

La condición de segundo orden exige que, ante un aumento de los depósitos (reducción del capital), los costes marginales crezcan en mayor medida que los ingresos marginales [ecuación 6]. Para asegurar este resultado es necesario que se verifique alguna de las condiciones siguientes (o ambas): a) que la prima de seguro sea variable y crezca con el cociente de endeudamiento de la empresa, b) que los costes marginales operativos sean crecientes¹⁰ (supuesto S6). Estas condiciones son necesarias pero no suficientes, ya que no existe un máximo para todos los rangos de valores de los parámetros del modelo. No obstante se confirmó la existencia de un máximo mediante un ejercicio de simulación del modelo en el que los costes operativos eran una función cuadrática del volumen de depósitos, $C(D_0)/A_0 = \beta_2 (D_0/A_0)^2$, siendo $\beta_2 = \beta_1 A_0$, y los parámetros estaban comprendidos en el rango de valores que se observa en la banca española.

$$\frac{\partial^2 \{[C(D_0) + Z]/A_0\}}{\partial (K_0/A_0)^2} [1 - F(s)] > f(s) \left[\frac{1 + r_d + \mu}{[1 - F(s)]} \right]^2 \quad [6]$$

La hipótesis de normalidad de los ingresos de la empresa impide la obtención de una función explícita del cociente de capital óptimo a partir de la condición de primer orden. No obstante, partiendo del ejercicio de simulación e utilizando valores de las variables que garantizan las condiciones de primer y segundo orden se dedujo que el cociente de capital óptimo puede ser aproximado mediante la siguiente función:

$$(K/A)^* (m) = -\gamma_0 + \gamma_1 b - \gamma_2 \mu + \gamma_3 \beta_2 - \gamma_4 (\beta_2)^2 + \gamma_5 \sigma_x^2 \quad [7]$$

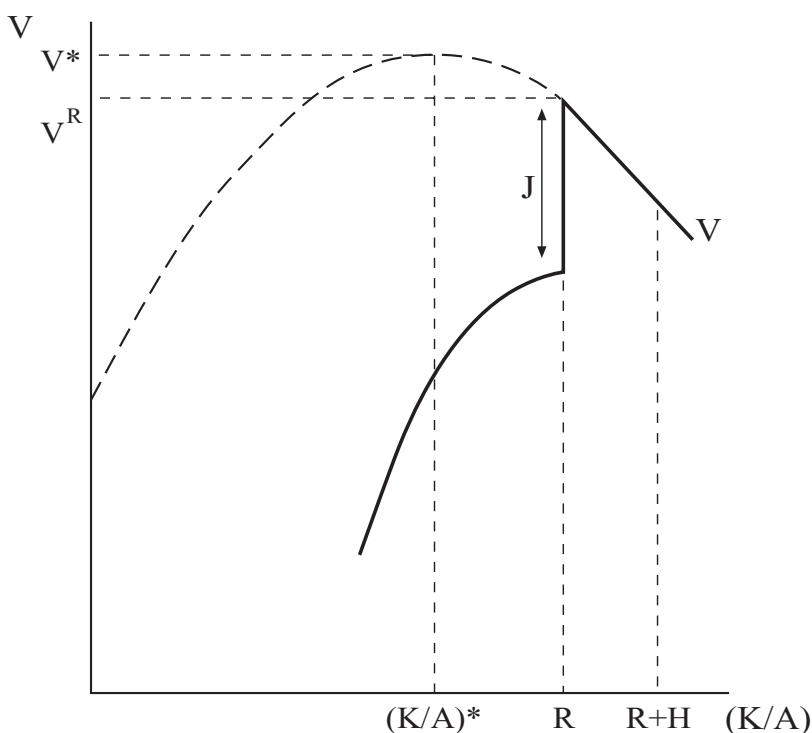
siendo γ_i constantes positivas.

(10) Puede demostrarse que con costes operativos función lineal de D , $C(D) = c D$, y prima de seguro uniforme la empresa podría maximizar su valor de mercado incrementando al máximo su nivel de deuda.

Una entidad bancaria demandará más capital cuanto menor sea la prima de liquidez asociada a los depósitos (μ) y cuanto mayores sean los costes operativos (β_2), la prima del seguro (b) y la varianza de los ingresos de la entidad (σ^2_X), es decir, cuanto mayores sean los costes asociados a una forma determinada de financiación de la entidad como son los depósitos y el riesgo. Además, la relación entre los costes operativos y el cociente capital óptimo no es lineal sino cuadrática.

¿Cómo afecta a estos resultados la introducción de la regulación de capital mínimo? Para las empresas cuyo óptimo de mercado $(K/A)^*$ sea superior al mínimo regulado, el efecto es inexistente ya que pueden fijar el cociente de capital que maximiza el valor de la empresa sin ningún tipo de penalización: al no ser operativa la restricción de capital los resultados del modelo son los ya mencionados. Para las empresas cuyo óptimo de mercado se sitúe por debajo del mínimo regulado existe una restricción adicional ya que, debido a las sanciones que impone el regulador, el valor neto de la empresa (una vez deducida la sanción) decrecerá de forma cuadrática al alejarse de la regulación por la izquierda (gráfico 1). El valor de la empresa a la derecha de (R) es el que asigna el mercado (ya que en este

Gráfico 1: CONDICIÓN DE HOLGURA



tramo no existe sanción). Este valor decrece de forma cuadrática al aumentar el cociente de capital, ya que la entidad se aparta cada vez más del óptimo de mercado. Denominaremos empresas *en régimen de mercado* a aquellas con óptimos de mercado superiores a la regulación (en estos casos la regulación no es operativa) y empresas *en régimen regulador* a las que poseen óptimos de mercado inferiores a la regulación (la regulación afecta a la conducta de estos bancos).

Por tanto, para las empresas en régimen regulador, el valor presente neto (por unidad de activos) será distinto si su cociente de capital se encuentra por arriba (V^d) o por debajo (V^i) del mínimo exigido:

$$V = \begin{cases} V^d = (1 + r_f)^{-1} \{ V_R - \delta [(K/A) - R]^2 \} - (K_0/A_0) & \text{si } (K/A) \geq R \\ V^i = (1 + r_f)^{-1} \{ V_R - J - \theta [(K/A) - R]^2 \} - (K_0/A_0) & \text{si } (K/A) < R \end{cases} \quad [8]$$

siendo:

V_R : valor de mercado de la empresa bancaria cuando se sitúa en el cociente de capital mínimo exigido por la regulación.

δ, θ : parámetros positivos; $\delta \leq \theta$ (es más costoso alejarse de R por la izquierda que por la derecha).

El cociente de capital corriente de la empresa (K/A) es función del cociente que fija la empresa como objetivo $(K/A)^*(R)$ más una perturbación aleatoria (supuesto S9), consecuencia de que la evolución tanto del activo como de los recursos propios está sujeta a modificaciones inciertas e imprevisibles.

$$(K/A) = (K/A)^*(R) + \varepsilon \quad \text{siendo } \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad [9]$$

La existencia de perturbaciones negativas que alteren inesperadamente los beneficios de la entidad (incremento de la morosidad, variaciones en los tipos de interés) o posiciones inestables en la magnitud de los activos de la entidad pueden modificar (K/A) . En estas condiciones, la empresa puede tener como objetivo el establecimiento de una *holgura* o *colchón de capital* (H) sobre el mínimo exigido (aunque en este punto el valor de la empresa sea inferior al que correspondería en la regulación), para evitar que el componente aleatorio sitúe el cociente de capital por debajo de la regulación y haya que incurrir en los costes de penalización. De este modo, el cociente de capital determinado por la suma de la regulación y la holgura hace máximo el valor esperado de la empresa. La idea de un colchón de capital, establecido como precaución ante posibles contingencias, se recoge ya en Wall y Peterson (1987) aunque estos autores se limitan a exponer una explicación intuitiva de esta holgura sin desarrollar un marco analítico que la justifique. Por tanto:

$$(K/A)^*(R) = R + H \quad [10]$$

Sustituyendo las ecuaciones [9] y [10] en la [8] y tomando esperanzas, puede definirse el valor esperado (neto de la inversión realizada) de un banco restringido por la regulación como:

$$E[V] = (1 + r_f)^{-1} \left[V_R - \delta H^2 [1 - F(-H)] - \theta H^2 F(-H) - \delta E[\varepsilon^2]_{-H}^{+\infty} + \{-\theta E[\varepsilon^2]_{-\infty}^H\} - \right. \\ \left. - 2\delta H E[\varepsilon]_{-H}^{+\infty} - 2\theta H E[\varepsilon]_{-\infty}^H - J F(-H) \right] - (K/A) \quad [11]$$

siendo $F(\cdot)$ la función de distribución de ε .

Bajo la hipótesis de neutralidad frente al riesgo, los accionistas buscarán un valor de H que maximice el valor esperado neto de su inversión. Derivando (11) respecto de H , e igualando a cero, se obtiene el valor óptimo de la holgura o colchón de capital (la condición de segundo orden se cumple siempre),

$$H = \frac{\sigma_y \varnothing [(-H)/\sigma_y] [\theta - \delta]}{\delta + \Phi [(-H)/\sigma_y] [\theta - \delta]} + \frac{J \left\{ \varnothing [(-H)/\sigma_y] \right\}}{\left\{ 2\delta + 2\Phi [(-H)/\sigma_y] [\theta - \delta] \right\} \sigma_y} \quad [12]$$

siendo $\Phi(\cdot)$ y $\varnothing(\cdot)$ las funciones de distribución y densidad de una normal (0,1) respectivamente. La holgura (H) depende de J (penalización fija), de σ_y (volatilidad del cociente de capital), y de la diferente pendiente de la curva de valor de la empresa a derecha (δ) e izquierda de R (θ). Los siguientes casos son posibles:

- a) Si $\theta > \delta$, H es positivo (incluso siendo $J = 0$).
- b) Si $\theta = \delta$ pero $J > 0$ la expresión (12) queda reducida a:

$$H = \frac{J \left\{ \varnothing [(-H)/\sigma_y] \right\}}{2\delta \sigma_y} \quad [13]$$

- c) Si $\theta = \delta$ y $J = 0$, la holgura sería cero.

Los ejercicios de estática comparativa muestran que la holgura será tanto mayor cuanto mayores sean (J), (σ_y) y la diferencia ($\theta - \delta$). Sin embargo, debido a que la función de distribución es normal y sus límites de integración dependen de la holgura, no puede obtenerse una función explícita de H : es necesario recurrir a técnicas de simulación. Para realizarla, se simplifica el modelo (sin gran pérdida de generalidad) suponiendo que $\theta = \delta$ (expresión 13) y el resultado da lugar al siguiente ajuste¹¹:

$$H = -\alpha_1 + \alpha_2 (J/\delta) - \alpha_3 (J/\delta)^2 + \alpha_4 \sigma_y - \alpha_5 \sigma_y^2 + \alpha_6 \sigma_y^3 \quad [14]$$

siendo α_i constantes positivas.

Incluyendo la ecuación [14] en la [10] se obtiene el cociente de capital objetivo para los bancos pertenecientes al régimen regulador:

$$(K/A)^* (R) = R - \alpha_1 + \alpha_2 (J/\delta) - \alpha_3 (J/\delta)^2 + \alpha_4 \sigma_y - \alpha_5 \sigma_y^2 + \alpha_6 \sigma_y^3 \quad [15]$$

(11) Los valores de (J/δ) y σ_y están comprendidos en el mismo rango de valores que las variables posteriormente utilizadas en la estimación para aproximar estos conceptos.

2. MÉTODO UTILIZADO PARA LA CONTRASTACIÓN EMPÍRICA

Del modelo del apartado anterior se desprende que la regulación afecta de forma desigual a los bancos según su cociente de capital óptimo de mercado sea superior o inferior al mínimo exigido en la normativa. En el primero de los casos el banco actuará como si no estuviese regulado, pues la restricción de capital no es operativa (régimen de mercado); mientras que en el segundo, la regulación es efectiva (régimen regulador). Además, si se acepta que la modificación del cociente de capital es costosa, puede que las entidades no adapten instantáneamente su cociente de capital al objetivo deseado sino que este ajuste sea gradual [Peltzman (1970)]. Los comportamientos dinámicos de los bancos en régimen de mercado y en régimen regulador pueden ser descritos, respectivamente, por las siguientes ecuaciones de ajuste parcial¹²:

$$(K/A)_{i,t}(m) = \Phi_1 (K/A)^*_{i,t}(m) + (1 - \Phi_1) (K/A)_{i,t-1} + u_{i,t} \quad u_{i,t} \rightarrow N(0, \sigma_u^2) \quad [16]$$

$$(K/A)_{i,t}(R) = \Phi_2 (R_{i,t} + H_{i,t}) + (1 - \Phi_2) (K/A)_{i,t-1} + e_{i,t} \quad e_{i,t} \rightarrow N(0, \sigma_e^2) \quad [17]$$

Los subíndices “i” se refieren a las empresas mientras que los subíndices “t” denotan períodos de tiempo. $0 < \Phi_i < 1$ ($i = 1, 2$) son los parámetros de ajuste. Los términos de error (u,e) se suponen no correlacionados. Sustituyendo las ecuaciones [7] y [15] en la [16] y [17] respectivamente y permitiendo que en la ecuación del régimen de mercado se incluyan otras variables así como efectos individuales y temporales se obtiene:

$$(K/A)_{i,t}(m) = -\Phi_1 \gamma_0 + \gamma_1 \Phi_1 (b)_t + (1 - \Phi_1) (K/A)_{i,t-1} - \gamma_2 \Phi_1 (\mu)_{i,t} + \gamma_3 \Phi_1 (\beta_2)_{i,t} - \gamma_4 \Phi_1 (\beta_2^2)_{i,t} + \gamma_5 \Phi_1 (\sigma_x^2)_{i,t} + \gamma_6 \Phi_1 X_{i,t} + \Phi_1 \eta_i + \Phi_1 \eta_t + u_{i,t} \quad [18]$$

$$(K/A)_{i,t}(R) = -\Phi_2 \alpha_1 + (1 - \Phi_2) (K/A)_{i,t-1} + \Phi_2 R_{i,t} + \Phi_2 \alpha_2 (J/\delta)_{i,t} - \Phi_2 \alpha_3 (J/\delta)^2_{i,t} + \Phi_2 \alpha_4 (\sigma_y)_{i,t} - \Phi_2 \alpha_5 (\sigma_y^2)_{i,t} + \Phi_2 \alpha_6 (\sigma_y^3)_{i,t} + e_{i,t} \quad [19]$$

siendo X un vector de variables mientras que η_i, η_t representan los efectos individuales y temporales respectivamente. Los primeros, constantes en el tiempo, permitirán controlar algunas características no observables de cada entidad en su decisión de capitalización (diferente capacidad organizativa, eficiencia o preferencias al riesgo de sus directivos, objetivos de crecimiento distintos etc.). Los efectos temporales, constantes en el corte transversal, permiten controlar efectos macroeconómicos tales como la evolución agregada de los tipos de interés, producción, empleo y cambios en las regulaciones bancarias nacionales (distintas de la regulación de capital). Aunque b, constante a lo largo de los costes transversales, experimenta algunos cambios a lo largo de la serie temporal, su efecto quedará recogido en los efectos temporales, razón por la que no aparecerá en los contrastes. Las va-

(12) La mayoría de los estudios sobre efectividad de la regulación utiliza este esquema de ajuste parcial, por ejemplo: Carbó (1993), Dahl y Shrieves (1990), Dietrich y James (1983), Keeley (1988), Marcus (1983) y Wall y Peterson (1987 y 1995).

riables β_2 , σ_X , y μ se aproximan, respectivamente, por los gastos de explotación sobre activos totales medios, la varianza de la tasa de rentabilidad sobre activos en los cinco últimos años y por la diferencia entre la rentabilidad media de los fondos públicos para la Banca¹³ (se mantiene constante en el corte transversal) y los costes financieros medios de la entidad. La variable endógena, el cociente del capital sobre activos contables (K/A), se obtiene para cada entidad financiera dividiendo los recursos propios de la entidad y el volumen de sus inversiones reales y financieras¹⁴.

En la ecuación de mercado se añaden algunas variables adicionales tales como el tamaño de la entidad (TE), aproximado como el logaritmo de sus activos. Esta variable puede afectar a la demanda de capital a través del parámetro β_2 de la función de costes operativos. No obstante, la dimensión de la empresa tiene efectos contrapuestos sobre el cociente de capital óptimo. Por una parte, un mayor tamaño permite un mejor acceso a los mercados de capitales, incrementando la capacidad de diversificación de los activos de la entidad y, por otro, garantiza que el regulador saneará a la empresa en caso de crisis (*too big to fail*). Por el contrario, la interiorización por parte de un banco de los costes sociales de insolvencia (efectos externos) que él mismo pueda generar en el sistema financiero (y que en última instancia pueden agravar su crisis vía pánicos bancarios) exigirá que las grandes empresas bancarias mantengan altos niveles de solvencia.

También se añade como variable la estructura de riesgo de la empresa, recogida a través de la composición de su activo, que viene aproximada por la variable riesgo del crédito (RC), definida como el cociente entre los activos arriesgados y escasamente líquidos de la empresa (inversiones crediticias + cartera de valores) y sus activos menos arriesgados y más líquidos (caja y Banco de España + activos monetarios). El riesgo de crédito de una entidad bancaria, que es inherente a su propia naturaleza de intermediario financiero, está positivamente correlacionado con la probabilidad de que ésta incremente su capital como anticipación de mayores pérdidas de préstamos¹⁵, de lo que se deduce que la relación entre (RC) y (K/A)* debe ser positiva. Teniendo en cuenta que la variable (RC) recogería adicionalmente el riesgo de liquidez de los activos de la empresa podríamos decir que si los bancos mantienen un bajo riesgo de liquidez, o lo que es lo mismo un alto grado de conversión de sus activos en liquidez inmediata, las necesidades de capital serían inferiores. En palabras de Crouhy y Galai (1986), la falta de liquidez de un banco puede provocar la pérdida de confianza del público en su adecuada administración y una retirada masiva de depósitos que genere un proceso de insolvencia financiera.

(13) Este dato procede de la información de la cuenta de resultado y rentabilidades medias de bancos publicadas en el Boletín Económico del Banco de España.

(14) Recursos propios = Capital suscrito - Accionistas y acciones en cartera + Reservas efectivas y expresas - Pérdidas del ejercicio corriente y anteriores pendientes de aplicación + Financiación subordinada (hasta el límite máximo del 30% de la totalidad de los recursos propios incluida la financiación subordinada) + Beneficios destinados a reservas.

Inversiones reales y financieras = activo patrimonial neto de provisiones específicas y amortizaciones - pérdidas corrientes y pendientes de aplicación y cuentas de periodificación.

(15) Véase Dahl y Shrieves (1990).

La tercera variable añadida es el escudo fiscal que proporciona la desgravación impositiva de la financiación ajena de la empresa. Este escudo se incluye en el modelo a través de la variable presión fiscal desfasada (PF), aproximado por el cociente entre impuestos y beneficios antes de impuestos¹⁶. La agencia tributaria al considerar los pagos a acreedores de la entidad como un gasto deducible genera un escudo fiscal. El signo esperado de esta variable es negativo.

En relación a (J/δ) se plantean diversos problemas en la elección de una variable que aproxime esta medida de la penalización fija ante el incumplimiento de la regulación de capital. No sólo no se dispone de datos oficiales al respecto, sino que, además, existen períodos transitorios de adaptación a la normativa, en los que las entidades, si bien deben adaptarse paulatinamente a los requisitos reguladores no están obligados a cumplirlos estrictamente. Se ha seleccionado como variable aproximativa el logaritmo del volumen de depósitos de cada entidad¹⁷. Dado que los costes sociales derivados de la insolvencia de una entidad (efectos externos negativos) son una función creciente del tamaño de la misma y, siendo los principales acreedores de las empresa bancarias los depositantes, el regulador impondrá costes de supervisión superiores a las entidades con mayor volumen de depósitos (mayor riesgo de pánicos bancarios ante la retirada masiva de depósitos). Así se protegen también los intereses de la agencia aseguradora, que está obligada a pagar a los clientes una parte de los depósitos en caso de quiebra. Como aproximación a la variable (σ_y) se utiliza la desviación típica del cociente de capital en los cinco años previos, incluido el de referencia. El valor de la variable $R_{i,t}$ ha sido aproximado por el máximo entre los coeficientes de recursos propios exigidos en la normativa bancaria española de 1985: el *coeficiente genérico* y el *específico*. El coeficiente genérico se define como el porcentaje mínimo que deben representar los recursos propios sobre la totalidad de los activos reales y financieros de las entidades bancarias. Se obtiene el coeficiente específico calculando para cada entidad el volumen de recursos propios mínimo necesario para cubrir las exigencias de la regulación específica y se divide posteriormente esta cantidad por el valor de los activos de la empresa (véase el apéndice).

Ninguno de los métodos tradicionales de estimación permite que la regulación de capital determine las decisiones de algunas entidades y el mercado las de otras. La estimación por técnicas de desequilibrio resuelve este problema al permitir que cada observación proceda de uno de los dos regímenes sin una clasificación previa, además de determinar la probabilidad asociada a cada suceso. El sistema de desequilibrio implica que la variable dependiente observada (K/A) es el mayor valor de los obtenidos en cada uno de los regímenes: si para una observación el mínimo exigido es superior al óptimo de mercado imperará el régimen regulador, si ocurre lo contrario predominará el régimen de mercado. Para estimar

(16) Esta variable se formula con un retardo para tener en cuenta que el pago de impuestos se realiza al final del ejercicio, de tal forma que las decisiones de financiación de una entidad tomarán como punto de referencia los pagos realizados previamente.

(17) Similares resultados se obtuvieron empleando como aproximación de (J/δ) el logaritmo de la suma de los depósitos y los préstamos interbancarios recibidos por la entidad. En este caso la variable penalización estaría incluyendo adicionalmente los efectos encadenados de crisis de insolvencia vía conexiones interbancarias.

este modelo se utilizan técnicas de máxima verosimilitud para modelos de desequilibrio que permiten seleccionar la separación óptima de las observaciones entre los dos grupos [ver Maddala y Nelson (1974) y Maddala (1983)]. La estructura latente del modelo está formada por las ecuaciones [18] y [19] mientras que el mecanismo de observación es:

$$(K/A)_{i,t} = \text{máx} [(K/A)_{i,t} (m), (K/A)_{i,t} (R)]$$

En este caso, $(K/A)_{i,t} (m)$ y $(K/A)_{i,t} (R)$ son inobservables, siendo, por el contrario, observable $(K/A)_{i,t}$. Es la existencia de la holgura lo que impide conocer, a priori, si una observación procede del modelo de mercado o del modelo regulador ya que, en caso contrario serían de mercado las superiores a la regulación.

En términos teóricos las perturbaciones del régimen de mercado ($u_{i,t}$) y del modelo regulador ($e_{i,t}$) podrían estar serialmente correlacionados, dado que el cociente de capital está sujeto a alteraciones imprevisibles que afectan a las entidades, al margen del régimen en el que se sitúen. No obstante, la ausencia de determinantes comunes del cociente de capital en la especificación de las dos ecuaciones da como resultado que, en las pruebas realizadas admitiendo esta posibilidad, el coeficiente de correlación no sea significativo, o que incluso el proceso de estimación no converja. Por ello se ha optado en la práctica por estimar el modelo completo aceptando que ambos términos de perturbación son mutua y serialmente independientes.

3. RESULTADOS

La muestra elegida, que comprende el período 1985-1991, tiene una estructura de panel incompleto (varían ligeramente los cortes transversales de un año a otro). Se incluyen 76 bancos nacionales¹⁸, excluidas las entidades en liquidación o próximas a su disolución, aquellas que pueden ser consideradas atípicas¹⁹ y la banca extranjera.

En el cuadro 1 se recogen los resultados de la estimaciones. El coeficiente de la variable endógena desfasada se encuentra, en todos los casos, comprendido entre cero y uno, siendo inferior en el régimen de mercado que en el régimen regulador. Este hecho sugiere que la velocidad de ajuste del cociente de capital corriente a su valor objetivo en el régimen de mercado (alrededor de 0,8) es superior a la velocidad en el régimen regulador (alrededor de 0,4). La razón de ello puede derivarse del hecho de que las entidades bancarias durante los tres años siguientes a la entrada en vigor de la normativa (1985 a 1988) tenían un período transitorio de adaptación.

(18) La contrastación empírica del modelo se restringue al análisis de los Bancos y no de las Cajas de Ahorro ya que en el marco teórico la función objetivo que se maximiza es el valor actual neto de la empresa para los propietarios del capital (accionistas), no poseyendo esta estructura accionarial las cajas de ahorros.

(19) En estas entidades o bien la información contable de la que se dispone parece presentar errores o al ser entidades de nueva constitución presentan una estructura financiera completamente alejada de la estructura financiera normal del sector.

Cuadro 1: ESTIMACIONES MODELO DE DESEQUILIBRIO

<i>Régimen de mercado</i> [ecuación 18]	1	2	3	4
Variable dependiente: $(K/A)_t$				
Constante = $-\Phi_1\gamma_0 + \gamma_1 \Phi_1b$	1,176(5,7)*	1,026(15,0)*	1,155(4,9)*	1,166(5,3)*
Variable dependiente desfasada $(K/A)_{t-1}$	0,174(3,8)*	0,219(10,2)*	0,178(3,9)*	0,178(4,0)*
Prima de liquidez ($\mu = r_f - r_d$)	-0,114(-1,3)	-0,248(-7,1)*	-0,121(-1,4)	-0,120(-1,4)
Costes operativos (β_2)	1,509(3,0)*	0,554(1,7)**	1,514(3,0)*	1,509(3,0)*
Cuadrado de los costes operativos (β_2) ²	-17,516(-3,2)*	-7,403(-2,1)*	-17,513(-3,2)*	-17,477(-3,2)*
Varianza de la tasa de rentabilidad sobre activos (σ_x^2)	2,521(0,4)	2,653(1,1)	2,354(0,4)	2,419(0,5)
Logaritmo del activo (TE)	-0,103(-3,0)*	-0,091(-7,3)*	-0,103(-3,0)*	-0,104(-3,0)*
Cuadrado del logaritmo del activo (TE) ²	0,001(0,8)	0,001(2,5)*	0,001(0,9)	0,001(1,0)
Riesgo de liquidez y crédito (RC)			0,000004(0,02)	0,000005(0,02)
Presión fiscal desfasada (PF)			0,015(0,8)	0,014(0,79)
Variable ficticia temporal año 1987	0,013(4,3)*	0,008(8,4)*	0,013(4,3)*	0,013(4,3)*
Variable ficticia temporal año 1988	0,033(8,6)*	0,018(15,1)*	0,032(8,0)*	0,032(8,1)*
Variable ficticia temporal año 1989	0,039(7,2)*	0,023(15,7)*	0,037(6,9)*	0,037(6,9)*
Variable ficticia temporal año 1990	0,051(10,7)*	0,031(19,1)*	0,049(10,1)*	0,049(10,1)*
Variable ficticia temporal año 1991	0,057(10,7)*	0,039(22,9)*	0,054(9,9)*	0,054(10,0)*

Cuadro 1: ESTIMACIONES MODELO DE DESEQUILIBRIO (CONTINUACIÓN)

<i>Régimen regulador</i> [ecuación 19]	1	2	3	4
Variable dependiente: $(K/A)_t$				
Constante = $-\Phi_2 \alpha_1$	-0,015(-1,8)**	-0,061(-1,3)	-0,015(-1,8)**	-0,018(-0,5)
Variable dependiente desfasada $(K/A)_{t-1}$	0,587(13,4)*	0,655(12,0)*	0,578(12,7)*	0,578(11,4)*
Cociente de capital mínimo exigido $(R_{i,t})$	0,526(3,7)*	0,842(4,3)*	0,520(3,7)*	0,537(3,7)*
Logaritmo del volumen de depósitos (proxy de J/δ)		0,0026(0,3)		0,001(0,1)
Cuadrado del log. del vol. de depósitos (proxy de $(J/\delta)^2$)		-0,0002(-0,5)		-0,00007(-0,2)
Desviación típica del cociente de capital (σ_y)	0,541(1,7)**	2,095(3,7)*	0,516(1,4)	0,495(1,2)
Varianza del cociente de capital (σ_y^2)	-9,324(-1,7)**	-20,98(-1,8)**	-9,111(-1,4)	-9,042(-1,2)
Cubo de la desviación típica del cociente de capital (σ_y^3)	7,201(0,3)	15,580(0,2)	7,045(0,2)	7,002(0,2)
σ_u : Desviación típica de la perturbación aleatoria del modelo de mercado	0,012(30,2)*	0,004(15,5)*	0,012(29,7)*	0,012(29,9)*
σ_e : Desviación típica de la perturbación aleatoria del modelo regulador	0,014(24,3)*	0,027(20,0)*	0,014(23,9)*	0,014(23,6)*
Pm: Prob. media de pertenecer al régimen de mercado.	0,61	0,63	0,61	0,63
Pr: Prob. media de pertenecer al régimen regulador.	0,39	0,37	0,39	0,37
LnL: Logaritmo función de verosimilitud	1309	1425	1310	1310
N: Número de observaciones	435	435	435	435

Notas: (a) El régimen de mercado ha sido estimado con variables ficticias individuales y temporales.

(b) Las cifras entre paréntesis corresponden al estadístico t de student.

(c) * = significativa al 5%. ** = significativa al 10%.

En lo que se refiere a las especificaciones 1 y 2 del régimen de mercado, es decir, aquéllas que excluyen RC y PF en las estimaciones, cabe destacar que las variables allí consideradas son en su mayoría significativas y presentan generalmente signos acordes a los derivados del modelo teórico, siendo especialmente consistente este resultado en la variable costes operativos (β_2) tanto en su especificación lineal como cuadrática. Por el contrario, la inclusión de las variables (RC) y (PF) además de resultar irrelevante, reduce la significación global del modelo. De este resultado contraintuitivo no debe deducirse que las decisiones de capital de una empresa no dependen de su estructura de riesgos (composición del activo), sino que, o bien la variable proxy empleada para recoger este efecto no es la adecuada o existen problema de endogeneidad en esta variable (las decisiones financieras de la empresa están determinadas por sus decisiones de riesgo) que no pueden ser corregidas fácilmente, especialmente en un marco de análisis como el aquí referido donde se estima un modelo de desequilibrio a través de técnicas de máxima verosimilitud empleando un panel dinámico de datos²⁰. La variable tamaño de la empresa (TE) presenta un signo negativo. Esto indica que el efecto diversificación de activos y protección de la entidad por el regulador en caso de quiebra de la empresa dominan sobre el otro efecto anteriormente mencionado. Las restantes variables, a excepción de la presión fiscal (PF), presentan signos acordes a lo esperado, si bien no son en todos los casos significativas.

Las variables ficticias temporales presentan coeficientes crecientes, resultado que podría explicarse por el hecho de que a lo largo de los años 80 se incrementaron los costes de bancarota en los sistemas bancarios²¹ además de producirse un proceso de generalización de la competencia en los mercados financieros. La apertura de los mercados financieros internacionales, los procesos de desregulación y liberalización producidos en estos años, así como la penetración en estos mercados de nuevos intermediarios financieros, han obligado a las entidades a reforzar sus condiciones de solvencia.

En el régimen regulador, el coeficiente estimado de la constante tiene un signo negativo acorde al establecido en la simulación del modelo teórico. El coeficiente de la variable $R_{i,t}$ (que correspondería a Φ_2) tiene un valor inferior a la unidad mientras que la que la suma del coeficientes de la variable endógena desfasada en el modelo regulador $[(K/A)_{i,t-1}]$ y el coeficiente de $(R_{i,t})$ es (estadísticamente) igual a la unidad tal como se postula en el modelo teórico de partida. Las variables (J/δ) , (σ_v) y sus respectivas transformaciones, si bien no resultan significativas en todos los casos sí presentan signos acordes a lo previsto.

(20) Si bien el programa estadístico utilizado (LIMDEP 6.0) no permitía el empleo de variables instrumentales en la estimación se aproximó la variable (RC) por su valor desfasado, no alterándose substancialmente los resultados. Este mismo problema de endogeneidad puede estar presente en la variable $(\mu = r_f - r_d)$, pues la magnitud de los costes financieros está determinada por la estructura de capital elegida. En este caso, también se aproximó la variable por su primer retardo, no experimentando cambios relevantes el modelo.

(21) El período central de la crisis bancaria española abarca desde el año 1977 hasta 1985. Aunque posteriormente se han producido situaciones preocupantes, como es el caso del Banco Español de Crédito de mayor coste global para el sistema, éstas han sido situaciones aisladas y no un proceso tan generalizado como en el período anterior.

Puede observarse también en el cuadro 1 que el valor de las probabilidades medias estimadas de pertenencia al régimen regulador se sitúa, en todas las estimaciones, cercana a 0,4 (o de 0,6 de pertenecer al régimen de mercado). Este resultado confirma la incidencia de la regulación en las decisiones de financiación de las empresas aunque no es el único determinante ni probablemente el fundamental.

Una forma de validar el modelo es analizar la pertenencia al régimen de mercado por rangos de capital. En la medida que los cocientes de capital estén por encima de los mínimos exigidos por la regulación, la probabilidad media de pertenencia al régimen de mercado (P_m) tiene que ser superior a la del régimen regulador ($1 - P_m$), siendo inferior en caso contrario. En concreto, y si nos atenemos al coeficiente genérico (4% hasta 1987, 5% posteriormente), las entidades que mantengan cocientes de capital inferiores al establecido por este coeficiente presentarían probabilidades medias de mercado baja, lo que indicaría que es el régimen regulador el que explicaría más adecuadamente su comportamiento. Este resultado es el que se observa en el cuadro 2. Para cocientes de capital inferiores al 5% es el régimen regulador el que domina, mientras que ocurre lo contrario para niveles superiores al 7%, siendo además creciente la adscripción al modelo de mercado a medida que aumenta el cociente de capital de los bancos analizados (P_m crece con K/A).

Cuadro 2: PROBABILIDAD MEDIA DE PERTENECER AL RÉGIMEN DE MERCADO (P_m):
MÁRGENES ALTERNATIVOS DEL COEFICIENTE DE RECURSOS PROPIOS

	1	2	3	4
$(K/A) < 0,04$	0,272	0,513	0,262	0,249
$0,04 \leq (K/A) < 0,05$	0,342	0,506	0,333	0,307
$0,05 \leq (K/A) < 0,06$	0,562	0,648	0,525	0,715
$0,06 \leq (K/A) < 0,07$	0,666	0,731	0,667	0,680
$0,07 \leq (K/A) < 0,09$	0,673	0,700	0,684	0,687
$0,09 \leq (K/A)$	0,813	0,754	0,820	0,818

4. CONCLUSIONES

En los apartados anteriores se ha desarrollado y estimado un modelo que explica el comportamiento de las entidades bancarias a la hora de elegir su estructura de financiación entre capital y depósitos. Se ha mostrado que existe un cociente óptimo de mercado entre capital y activos totales (cociente de capital) que hace máximo el valor de la empresa. La magnitud de este óptimo sería función de variables tales como el tamaño de la entidad bancaria, la prima de liquidez que están dispuestos a pagar los depositantes, sus costes operativos, la varianza de la tasa de rentabilidad, y los riesgos de liquidez y crédito que mantiene la entidad. Las empresas que pueden fijar este óptimo son consideradas dentro del modelo como pertenecientes al régimen de mercado. Sin embargo, una parte de las empresas no

puede establecer este cociente óptimo ya que existe una regulación de solvencia que impone la obligación de mantener un coeficiente mínimo de recursos propios sobre activos, y este mínimo es superior a su óptimo de mercado. El modelo considera estas entidades dentro del régimen regulador y muestra que la decisión financiera óptima para estas empresas consiste en establecer un cociente de capital que supere al mínimo regulado en una holgura, que actúa como colchón de capital. La finalidad de esta holgura es reducir la probabilidad de que algún fenómeno imprevisto reduzca el cociente y sitúe al banco por debajo de la regulación. Se demuestra que la holgura, o cuantía que rebasa el mínimo, es función de los costes de penalización que se imponen por incumplir la regulación y de la volatilidad del propio cociente de capital.

Para la contrastación empírica de los modelos se utilizan datos de bancos españoles entre 1985 y 1991, organizados en forma de panel incompleto. Debido a la mencionada holgura, resulta imposible distinguir *a priori* las entidades que pertenecen al régimen de mercado (aquellas cuyo óptimo de mercado es superior al exigido) de aquellas que están determinadas por el régimen regulador (con óptimos de mercado inferiores al mínimo). Por este motivo se utiliza un modelo de desequilibrio en el que se permite una estructura de ajuste parcial del cociente de capital (esto es, las empresas bancarias pueden no ajustar instantáneamente su cociente de capital al que desean, debido a la existencia de costes de ajuste). El método de desequilibrio permite estimar los dos regímenes conjuntamente sin conocer si la observación proviene del modelo de mercado o del modelo regulador pero sabiendo que siempre se observa el mayor de los dos valores. El objetivo perseguido es averiguar la importancia relativa que tienen el mercado y la regulación en las demandas de capital de las empresas bancarias.

El ajuste de los datos al modelo parece demostrar la existencia de un cociente de capital óptimo para la empresa bancaria que persigue su óptimo de mercado y la preferencia por un colchón de capital para las entidades que están restringidas por la regulación. Los datos responden adecuadamente a un modelo de ajuste parcial, tanto en el régimen de mercado como en el de regulación. Este resultado parece apuntar la existencia de costes de ajuste en el proceso de acercamiento de los cocientes de capital corriente a los cocientes de capital óptimos de las empresas. Se observa una mayor velocidad de ajuste en el régimen de mercado que en el regulador; esto puede explicarse por el hecho de que las empresas bancarias dispusieron de un período transitorio de tres años para adaptarse a la nueva normativa de recursos propios de 1985.

En la estimación se observa que las variables que afectan al nivel óptimo de cociente de capital bajo el régimen de mercado son las que recogía el modelo teórico de referencia. Se observa además que existen características no observables de cada empresa (que se recogen en efectos individuales) y efectos temporales agregados que afectan a este cociente óptimo. Las variables que, según el modelo teórico, determinan la magnitud de la holgura o colchón de capital (la volatilidad del cociente de capital y la penalización por incumplir la norma), mantienen los signos de acuerdo a lo esperado: ambas afectan positivamente a la holgura. Se observa además que la regulación de recursos propios ha influido en las decisiones de financiación de los bancos (alrededor del 40% de los bancos parecen restringidos por la regulación) aunque ésta no parece constituir el único determinante ni, probablemente, el fundamental.

Cuadro 3: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES UTILIZADAS

	1986-91		1986		1987		1988		1989		1990		1991	
	media	d. típ.	media	d. típ.	media	d. típ.	media	d. típ.	media	d. típ.	media	d. típ.	media	d. típ.
(K/A)	0,076	0,036	0,067	0,036	0,067	0,034	0,077	0,036	0,095	0,035	0,084	0,036	0,089	0,038
μ	0,012	0,057	0,017	0,016	0,014	0,022	0,006	0,128	0,008	0,036	0,01	0,021	0,02	0,023
β_2	0,031	0,013	0,030	0,012	0,030	0,012	0,030	0,012	0,030	0,011	0,032	0,013	0,035	0,016
σ_x	0,008	0,010	0,011	0,018	0,008	0,010	0,007	0,007	0,008	0,007	0,007	0,007	0,007	0,008
TE	11,726	1,533	11,456	1,470	11,644	1,491	11,663	1,472	11,666	1,579	11,946	1,607	11,871	1,589
RC	8,14	31,0	8,02	26,2	7,6	30,7	11,6	49,0	6,5	24,1	6,02	15,5	8,9	29,7
(J/ δ)	11,106	1,879	10,777	1,637	11,061	1,640	11,096	1,687	10,956	1,983	11,266	2,359	11,265	1,956
σ_y	0,021	0,062	0,036	0,139	0,019	0,019	0,016	0,012	0,022	0,015	0,017	0,017	0,021	0,030
PF _{t-1}	0,201	0,159	0,145	0,143	0,148	0,139	0,181	0,159	74,000	0,160	0,259	0,154	0,277	0,157
número	435	435	76	76	76	76	74	74	68	68	69	69	68	68

d. típ = desviación típica.

Nota: (K/A) = cociente de capital; $\mu = (r_f - r_d)$ (rentabilidad media de los fondos públicos en la banca neto de los costes financieros medios de la entidad sobre pasivos onerosos); β_2 (gastos de explotación sobre activos totales medios); σ_x (desviación típica de la tasa de rentabilidad sobre activos en los últimos cinco años, incluido el de referencia); TE (logaritmo de los activos de la entidad, en millones de pesetas); RC (cociente entre la suma de inversiones crediticias más cartera de valores y la suma de caja más Banco de España más activos monetarios); (J/ δ) (aproximado como el logaritmo de depósitos de la entidad, en millones de pesetas), σ_y (desviación típica del cociente de capital en los últimos cinco años, incluido el de referencia) y PF (impuestos sobre beneficios antes de impuestos).

Fuente: *Anuarios Estadísticos de la Banca Privadas*, varios años, publicados por el Consejo Superior Bancario.

APÉNDICE: EL COEFICIENTE ESPECÍFICO DE RECURSOS PROPIOS

El *coeficiente específico de recursos propios* establece que los activos y riesgos de firma de las entidades se clasifican en distintos grupos atendiendo a su nivel de riesgo; cada grupo recibe una ponderación distinta y da lugar, por tanto, a distintas necesidades de recursos propios. La suma de todas estas necesidades de recursos propios da el mínimo exigido de los mismos. Dividendo esta magnitud por el volumen de activos de la empresa se obtendrá el valor de $R_{i,t}$ desde el punto de vista del *coeficiente específico*. No obstante, dado que la regulación establece que las entidades mantendrán el mayor nivel de recursos propios de los que determinen *el coeficiente genérico y el específico*, el valor de R incluido en las estimaciones será el máximo de ambos coeficientes: coeficiente genérico R_t , que es constante a lo largo de los cortes transversales y el coeficiente específico que varía a lo largo de estos $R_{i,t}$. Ambos coeficiente varían a lo largo del tiempo debido a cambios en la normativa.

Para estimar el valor del coeficiente específico se ajustan las cuentas de orden y las partidas del balance oficial de las distintas entidades a las diferentes categorías de riesgo propuestas en la normativa, tal y como se recoge en el cuadro A.1. En dicho cuadro se observa que algunos activos presentan diferentes coeficientes de riesgo según sea la naturaleza y garantía de la inversión. La insuficiente desagregación de los estados contables públicos impide discriminar qué parte de dicho activo está asociada a cada porcentaje, razón por la que en términos prácticos se ha optado por aplicar la media de los dos porcentajes a la totalidad del activo considerado.

Otros problemas se derivan de la información disponible. Por un lado, no es posible desagregar la magnitud del activo ficticio (ponderado con el 100%) ni tampoco conocer con exactitud las necesidades de recursos propios asociada al subgrupo de partidas denominado “resto de cuentas de orden”. De igual forma, no se puede aplicar el coeficiente de riesgo a cada una de las clasificaciones de crédito de la entidad sin deducir sus provisiones específicas, que aparecen agregadas en una única partida denominada provisiones por insolvencias. No obstante, se ha supuesto que los créditos con garantía real y sobre el sector público no están provisionados, asignando la cuantía de la provisión a las restantes partidas de inversiones crediticias. También surgen problemas de la confidencialidad de los datos que suministran las entidades. Éste es el caso de los recargos por concentración de riesgos que sí aparecen recogidas en la regulación del coeficiente específico, pero que no pueden ser deducidos de la información disponible. Aunque dadas las limitaciones mencionadas no es posible replicar con exactitud el requerimiento exigido del coeficiente selectivo, la aproximación de dicha variable se adecua de forma razonable a la información pública empleada.

Una vez obtenido el coeficiente selectivo se puede comparar su valor con el del coeficiente genérico existente en cada período, con el objetivo de evaluar el impacto que ambos han tenido sobre las decisiones de capital de las empresas bancarias y así evaluar el carácter más o menos restrictivo de cada uno de ellos. En concreto, en el cuadro A.2 se presenta para el período muestral utilizado el porcentaje de bancos en los que el coeficiente selectivo ha sido superior al coeficiente genérico.

Cuadro A.1: COEFICIENTE ESPECÍFICO
DETERMINACIÓN PONDERACIÓN ACTIVOS ARRIESGADOS

Balance	1985-1986	1987-1991
1. Caja y Banco de España. (a)	0,25%	0,25%
2. Activos monetarios (a)	0,25%	0,25%
3. Intermediarios financieros (b)	1%	1,25%
4. Inversiones crediticias		
4.1. Sector Público (a)	0,25%	0,25%
4.2. Sector Privado:		
4.2.1. Crédito comercial (d)	6%	7,5%
4.2.2. Crédito con garantía real (a, c)	0,25 ó 3%	0,25 ó 3,75%
4.2.3. Otros créditos (d)	6%	7,5%
4.3. Sector no residente (d)	6%	7,5%
4.4. Menos Fondo Provisión de Insolvencias		
5. Cartera de valores		
5.1. Fondos Públicos (a)	0,25%	0,25%
5.2. Otros valores de renta fija (d)	6%	7,5%
5.3. Acciones y participaciones (e, f)	8 ó 25%	16 ó 35%
6. Inmovilizado (f)	25%	35%
Cuentas de orden	1985-1986	1987-1991
1. Avaluos, garantías y cauciones prestadas (c, d)	3 ó 6%	3,75 ó 7,5%
2. Créditos documentarios (b)	1%	1,25%
3. Efectos redescontados o endosados (d)	6%	7,5%
4. Disponibles por terceros en cuentas de crédito (a, c)	0,25 ó 3%	0,25 ó 3,75%

Nota: (i) entre paréntesis aparece la clasificación de riesgo correspondiente a cada partida del balance y de las cuentas de orden, ajustadas a la especificación de la normativa de recursos propios. (ii) Aunque en la legislación de recursos propios se indica que los inmuebles adquiridos en el pago de deudas se computarán por el coeficiente de riesgo (d), durante los cinco años siguientes a su adquisición, al desconocer esta cuantía se ha optado por contabilizar todo el inmovilizado en el grupo (f).

Cuadro A.2: PORCENTAJE DE ENTIDADES EN LAS QUE EL COEFICIENTE ESPECÍFICO DE RECURSOS PROPIOS ES SUPERIOR AL GENÉRICO

	($R_{i,t} > R_t$)
1985	57%
1986	53%
1987	49%
1988	63%
1989	52%
1990	61%
1991	67%

Fuente: elaboración propia.

Del cuadro A.2 se deduce que el coeficiente específico de recursos propios es, por regla general, algo más restrictivo que el coeficiente de recursos propios genérico, si bien en algunos años ambos coeficientes resultan igualmente restrictivos.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Barrios, V.E. (1997): “Riesgo y regulación de solvencia en las entidades de crédito”, Tesis Doctoral. Universidad de Valencia.
- Carbó, S. (1993): “Bank Regulation and Capital Augmentations in Spain”. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Documento de trabajo WP-EC 6.
- Crouhy, M. y D. Galai (1986): “An Economic Assessment of Capital Requirements in the Banking Industry”, *Journal Of Banking and Finance*, 10 (2), págs. 231-241.
- Dahl, D. y R.E. Shrieves (1990): “The Impact of Regulation on Bank Equity Infusions”, *Journal of Banking and Finance*, 14 (16), págs. 1209-1228.
- Dietrich, J.K. y C. James (1983): “Regulation and the Determination of Bank Capital Changes: A Note”, *The Journal of Finance*, 38 (5), págs. 1651-1658.
- Humphrey, D. (1990): “Why Do Estimates of Bank Scale Economies Differ?”, *Economic Review*, Septiembre /Octubre, Federal Reserve Bank of Richmond.
- Keeley, M.C. (1988): “Bank Capital Regulation in the 1980’s: Effective or Ineffective”, *Economic Review*, 1, Invierno, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Keeley, M.C. y F.T. Furlong (1991): “A Reexamination of Mean - Variance Analysis of Bank Capital Regulation”, *Economic review*, Verano, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Kim, D. y A.M. Santomero (1988): “Risk in Banking and Capital Regulation”, *The Journal of Finance*, 43 (5), págs. 1219-1233.
- Koehn, M. y A.M. Santomero (1980): “Regulation of Bank Capital and Portfolio Risk”, *The Journal of Finance*, 35 (5), págs. 1235-1243.
- Lam, C.H. y A.H. Chen (1985): “Joint Effects of Interest Rate Deregulation and Capital Requirements on Optimal Bank Portfolio Adjustments”, *The Journal of Finance*, vol. 40 (2), págs. 563 -575.

- Maddala, G.S. y F.D. Nelson. (1974): "Maximum Likelihood Methods for Models of Markets in Disequilibrium", *Econometrica*, 42 (6), págs. 1013-1030.
- Maddala, G.S. (1983): *Limited- dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- Marcus, A.J. (1983): "The Bank Capital Decision: A Time Series -Cross Section Analysis", *The Journal of Finance*, 38 (4), págs. 1217-1231.
- Modigliani, F. y M.H. Miller (1958): "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment", *The American Economic Review*, 48 (3), págs. 261-297.
- Osterberger, W.P. y J.B. Thomson (1991): "The Effect of Subordinated Debt and Surety Bonds on the Cost of Capital for Banks and the Value of Federal Deposit Insurance", *Journal of Banking and Finance*, 15, págs. 939-953.
- Peltzman, S. (1970): "Capital Investment in Commercial Banking and its Relationship to Portfolio Regulation", *The Journal of Political Economy*, 78 (1), págs. 1-26.
- Rodríguez Fernandez, J.M. (1991): "El capital de las entidades bancarias: una aproximación general", *Situación*, 3-4, págs. 5-53.
- Rodríguez Fernandez, J.M. (1989): "Análisis de las insolvencias bancarias en España: un modelo empírico", *Moneda y Crédito*, 189, págs. 187-227.
- Santomero, A.M. y R. Watson (1977): "Determining An Optimal Capital Standard for the Banking Industry", *The Journal of Finance*, 32 (4), págs. 1267-1281.
- Short, E.D., O'Driscoll, G.P. y Berger, F.D. (1985): "Recent Bank Failures: Determinants and Consequences", *Bank Structure and Competition*, Mayo, 1-3, Federal Reserve Bank of Chicago, págs. 150-165.
- Wall, L.D. y D.R. Peterson (1987): "The Effect of Capital Adequacy Guidelines on Large Bank Holding Companies", *Journal of Banking and Finance*, 11 (4), págs. 581-600.
- Wall, L.D. y D.R. Peterson (1995): "Bank Company Holding Capital Targets in the early 1990s: The Regulators versus the Markets", *Journal of Banking and Finance*, 19 (3-4), págs. 563 -574.

Fecha de recepción del original: julio, 1998

Versión final: diciembre, 1999

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyse how banking firms set their capital ratios; i.e., the rate of equity capital over assets. In order to study this issue, we develop a theoretical model which considers an optimum capital rate distinguishing between firms not affected by capital adequacy regulation and firms affected by regulation. This theoretical model is tested by estimating a disequilibrium model using data of Spanish commercial banks.

Key words: capital rate, capital adequacy regulation, disequilibrium model.

JEL Classification: G21, G28, C34.