

.....

Indicadores de desempeño en la controversia sobre la desregulación bancaria estadounidense

Los parámetros comúnmente utilizados para evaluar el desempeño competitivo de los intermediarios financieros se presentaron en una nota del mismo autor en junio pasado.¹ Se pusieron de relieve las dificultades de consistencia estadística, comparabilidad, cobertura y confiabilidad de cada uno y la necesidad consiguiente de interpretarlos con cautela. Se sugirió ponderar la influencia de un conjunto más amplio de criterios en el desempeño a fin de lograr un acercamiento mayor al panorama competitivo bancario, sobre todo en el ámbito mundial. Con base en esa perspectiva ampliada se expusieron no sólo las deficiencias del sistema bancario de Estados Unidos, sino también sus ventajas comparativas desde el punto de vista cualitativo. Si bien la banca estadounidense no parece estar tan mal como suele afirmarse, es indudable que se enfrenta a no pocas regulaciones que impiden su pleno desarrollo en el muy competido mercado mundial de los servicios financieros. Se planteó entonces que la presencia y el aprovechamiento cabal de las economías de escala y de alcance es un factor fundamental para lograr mayor competitividad internacional. Esa hipótesis es la que ahora se in-

tenta probar, en cuyo caso habría un sólido argumento para insistir en la pertinencia de modificar la estructura reguladora que, como se ha planteado en gran parte de la literatura, coloca al sistema bancario estadounidense en una posición de desventaja mundial.

Escala y alcance de los bancos más grandes del mundo

Existen las economías de escala y de alcance en los servicios financieros? Preguntas como ésta catalizan las discusiones sobre regulación y tamaño óptimo de las instituciones del sector bancario. Desde una perspectiva de política pública, en Estados Unidos han prevalecido las restricciones geográficas y las barreras entre bancos, compañías de valores y aseguradoras, mientras que en la mayoría de los países de la OCDE sus políticas son menos agresivas o no existen. Si las economías de escala y de alcance son en efecto determinantes fundamentales del desempeño competitivo, entonces los límites funcionales y la bifurcación interestatal tradicionales de Estados Unidos pueden haber dañado de manera significativa los intentos de los bancos por competir frente a sus rivales extranjeros.

En lo que sigue se consideran las economías de escala y de alcance en el

sector de servicios financieros en el marco de la distinción entre banca universal y banca separada funcionalmente. Se bosqueja una estructura analítica, se revisa la literatura y se presentan dos conjuntos de pruebas empíricas con base en datos contables de los 200 bancos más grandes del mundo en los ochenta. Se muestra evidencia, significativa desde el punto de vista estadístico, de que algunos bancos de esa muestra disfrutaron plenamente de economías de escala; pero también de que tal beneficio no se reflejó en tasas de crecimiento comparativamente más altas. Además se comprobó el surgimiento de deseconomías de escala por el lado de la oferta entre las actividades bancarias de otorgamiento de préstamos y las de ganancias por manejo de cartera

En una industria intensiva en información y con elevados costos fijos, como la de los servicios financieros, hay gran potencial para que surjan economías de escala, pero también propensión a deseconomías atribuidas a gastos generales de administración, problemas de gestión u otros factores de costo. De manera similar, existen amplias posibilidades para incurrir en economías o deseconomías de alcance, las cuales pueden presentarse mediante los encadenamientos por el lado de la demanda y de la oferta.

1. Antonio Salinas Chávez, "Indicadores de competitividad de la banca estadounidense", *Comercio Exterior*, vol. 44, núm. 7, México, julio de 1994, pp. 657-664

Individualmente o en combinación, las economías (o deseconomías) de escala y de alcance pueden transferirse al comprador en la forma de menores (o mayores) precios, provocando una ganancia (o pérdida) de participación de mercado; también puede absorberlas el oferente para incrementar (o reducir) la rentabilidad. *Ceteris paribus*, las instituciones que disfrutaban de economías de escala o de alcance por el lado de la demanda o de la oferta debían exhibir tasas de crecimiento más rápidas que las que no cuentan con ellas. Aún más, las economías por el lado de la oferta debían ser directamente observables en las funciones de costos de los oferentes del servicio.

Son numerosos los estudios al respecto y no es el propósito revisar exhaustivamente la literatura. El de Jeffrey Clark,² por citar alguno, proporciona una buena introducción, corta y comprensiva, a este amplio tema. El consenso de la investigación empírica es que las economías de escala significativas por el lado de la oferta aparecen con plenitud a un tamaño de activos relativamente pequeño (esto es, menos de 100 millones de dólares en depósitos totales), pero en ese nivel no se logran economías de alcance. Utilizando la base de datos del Análisis de Costos Financieros del Sistema de la Reserva Federal, preferida por muchos investigadores por su homogeneidad y amplitud y rechazada por otros debido a su concentración en los bancos estadounidenses comerciales más pequeños, Gropper³ rescata el resumen de Clark y encuentra fuertes economías de escala en bancos con menos de 50 millones de dólares en activos en el período 1979-1986 y que, nuevamente, se vuelven significativas después de 1982 en bancos con más de 200 millones en activos.

Haciendo caso omiso de las instituciones más pequeñas, estudios recientes

2. Jeffrey A. Clark, "Economies of Scale and Scope at Depository Financial Institutions: A Review of the Literature", *Federal Reserve Board of Kansas City*, septiembre-octubre de 1988. Citado por los autores, así como las demás referencias bibliográficas.

3. Daniel M. Gropper, "An Empirical Investigation of Scale Economies for the Banking Firm 1979-1986", *Journal of Money, Credit and Banking*, núm. 23, noviembre de 1991, pp. 718-727.

han detectado economías de escala en bancos con activos por arriba de 6 000 millones.⁴ La identificación de economías de alcance, por su parte, sigue dependiendo en mucho de la definición de los productos financieros. Los estudios de Mester⁵ sobre bancos estadounidenses y de Nathan y Neave⁶ sobre los canadienses contienen resultados complementarios a los que aquí se presentan, e identifican fuertes deseconomías de alcance entre las actividades bancarias tradicionales y las no tradicionales.

Es reconocido ampliamente por los investigadores que las pruebas de escala y de alcance son tan problemáticas como numerosas, aun en el plano nacional. Las especificaciones de la prueba, las formas funcionales, la unicidad del óptimo e incluso el incierto supuesto de que las instituciones tienden a minimizar costos,⁷ presentan dificultades conceptuales.

La limitada disponibilidad y consistencia de los datos se vuelve especialmente grave cuando la muestra incluye instituciones con regímenes regulatorios diferentes. Las conclusiones de cualquier estudio respecto a la observación empírica de economías de escala y de alcance en una muestra de este tipo no tienen necesariamente una aplicación general. Con ello en mente, se examinó si existen tales economías en la banca, indirectamente utilizando pruebas de tasa de crecimiento, y de manera directa vía la estimación de las funciones de costo.

4. Athanasios G. Noulas, Subhash C. Ray y Stephen M. Miller, "Returns to Scale and Input Substitution for Large U.S. Banks", *Journal of Money, Credit and Banking*, núm. 22, 1990, pp. 94-108.

5. L. Mester, "Traditional and Nontraditional Banking: An Information-Theoretic Approach", *Journal of Banking and Finance*, núm. 16, 1992, pp. 545-566.

6. A. Nathan y E. H. Neave, "Competition and Contestability in Canada's Financial System: Empirical Results", *Canadian Journal of Economics*, núm. 22, agosto de 1989, pp. 576-594.

7. El comportamiento de la firma tendiente a minimizar costos es un supuesto muy cuestionado en la literatura sobre desempeño organizacional. Véase R. M. Cyert y G. M. March, *A Behavioral Theory of the Firm*, Englewood Cliffs, New Jersey, 1963.

Pruebas de tasa de crecimiento

La comparación del ritmo de crecimiento de los bancos permite formular un conjunto de pruebas indirectas, especificadas de manera simple, de las economías de escala y de alcance. De acuerdo con la Ley del Efecto Proporcional⁸ debían aparecer tasas de crecimiento proporcionadas como si se hubieran inferido aleatoria e independientemente de la muestra de bancos. Como anota Tschoegl⁹ –el único investigador que ha utilizado pruebas de tasa de crecimiento al examinar la banca– la Ley es una proposición extrema, pero puede no estar lejos del promedio en mercados turbulentos. Como él hizo, en este trabajo se verifica si existen violaciones sistemáticas a la Ley. Tschoegl encontró que el crecimiento proporcionado sí se presentó en el decenio de los setenta. Aquí se repiten sus pruebas una década después para determinar si existe un patrón sistemático o un crecimiento mayor o menor en las actividades de los intermediarios.

Además de las medidas del tamaño de los bancos, se seleccionaron tres cocientes relacionados con el alcance: 1) ingreso distinto de intereses entre ingreso total; 2) depósitos totales a préstamos totales, y 3) préstamos totales a activos totales. La banca comercial tradicional, en comparación con la institución financiera diversificada, tendería a mostrar un coeficiente ingresos distintos de intereses/ingresos totales más bajo; a fondear su cartera de préstamos más desde depósitos que desde otras clases de pasivos, y a mantener un porcentaje mayor de sus activos totales en préstamos. Si alguna o todas esas medidas probaban ser un predictor significativo de tasas de crecimiento, se podría inferir que, en el período de estudio, había un sesgo mundial basado en la estructura de actividad.

La dificultad de esta prueba es que no se pueden atribuir las diferencias encontradas en los ritmos de crecimiento

8. R. Gibrat, "On Economic Inequalities", *International Economic Papers*, vol. 7, MacMillan, Nueva York, 1957, pp. 53-70.

9. Adrian E. Tschoegl, "Zise, Growth and Transnationality Among the World's Largest Banks", *Journal of Business*, vol. 56, núm. 2, 1983, pp. 187-202.

a ninguna demanda específica, estructura de mercado o factor de la oferta. La única conclusión económicamente justificable es que, si se descubren tasas de crecimiento diferentes (o incluso cualquiera distinta de cero), las instituciones en estudio no deben estar en equilibrio de largo plazo (respecto al tamaño). Sin un conocimiento de la ruta hacia el equilibrio, resultan injustificadas conclusiones como la de que las tasas de crecimiento aumentan de manera diferenciada por las economías de escala o de alcance. No obstante, las pruebas dan al analista pautas valiosas sobre el desarrollo de la estructura de la industria bancaria.

La prueba de tasa de crecimiento básica que se aplicó consiste en determinar si los primeros cuatro coeficientes de la expresión

$$\ln S_{t+1} = \alpha + \beta_1 NTR + \beta_2 DPL + \beta_3 LA + \beta_4 \ln S_t + \epsilon_{t+1} \quad (1)$$

son significativamente distintos de cero y si el último coeficiente (β_4) es significativamente distinto de uno. S_t es el tamaño del banco (medido por los activos en libros y el capital); NTR, el logaritmo de la razón ingreso distinto de intereses a ingresos totales; DPL, el logaritmo de la razón depósitos totales a préstamos totales; LA, el logaritmo de la razón préstamos totales a activos, y ϵ_{t+1} , un término de error normalmente distribuido, con media igual a cero. La tasa de crecimiento es la suma de α más los coeficientes β_1 , β_2 y β_3 ; mientras que β_4 es la elasticidad de crecimiento con respecto al tamaño.

Para determinar si la inclusión de β_1 , β_2 y β_3 añade algún poder explicativo se plantea una prueba de coeficiente de verosimilitud estándar, en la que no rechazar la hipótesis nula llevaría a la sustitución de la expresión:

$$\ln S_{t+1} = \alpha + \beta_4 \ln S_t + \epsilon_{t+1} \quad (2)$$

en lugar de la ecuación (1).

En cada caso se corrieron dos modelos estadísticos ajustados a la serie de datos de una muestra de bancos en cada país para varios años, con y sin las razones financieras explicativas. Como se verá, se utilizó un modelo de efectos fi-

jos, donde α se descompone en constantes por país y por tiempo, y un modelo de efectos aleatorios donde ϵ_{t+1} se descompone en términos de error de manera similar: por país y temporales.

Pruebas de función de costos

La función translogarítmica (translog) es en cierta forma una norma académica para probar economías de escala y de alcance por el lado de la oferta. Derivada de una función de producción maximizada sujeta a constreñimientos de precios de insumos, puede escribirse como:

$$\begin{aligned} \ln(TC) = & \alpha_0 + \sum_i \beta_{1i} \ln(P_i) + \sum_k \beta_{2k} \ln(x_k) + \\ & (1/2) \sum_i \sum_j \beta_{3ij} \ln(P_i) \ln(P_j) + \\ & (1/2) \sum_k \sum_l \beta_{4kl} \ln(x_k) \ln(x_l) + \\ & \sum_i \sum_k \beta_{5ik} \ln(P_i) \ln(x_k) + \epsilon \end{aligned} \quad (3)$$

Donde TC es el costo total; los productos P están indizados en i y j (de 1 a N) y los costos factoriales unitarios x lo están en k y l (de 1 a M); las β son los parámetros que se han de estimar y ϵ , el término de error. Se usan logaritmos dado que, si bien el costo total es el producto del número de unidades de producción por el costo de insumos por unidad, las sumas son más fáciles de estimar económicamente.

En la ecuación (3) la variable dependiente es el costo de operación total del banco.¹⁰ Se utilizaron dos costos factoriales de insumos: salarios (w) e intereses (r), y dos de producción: préstamos (l) e ingreso distinto de intereses (n). Con respecto a los insumos, no se separó el costo del capital fijo de la tasa de interés debido a la carencia de datos consistentes. Aún más, los salarios y las tasas de interés considerados son nacionales, no específicos por banco. A diferencia de estudios previos y para lograr consistencia entre los países y el

curso del tiempo, se usaron dólares constantes y tasas de interés reales, no cifras nominales.

La elección de los préstamos como equivalentes a la producción (sólo existía la posibilidad de usar una categoría única y global de préstamos debido a la incompleta disponibilidad de datos) es congruente con el enfoque que concibe la actividad bancaria como la intermediación de pasivos en la creación de activos de ganancia por intereses. Aunque conviene también destacar la oferta de servicios de ganancia por manejo de cartera como la segunda actividad principal de los grandes bancos internacionales.

En la tradición estadounidense, los bancos comerciales básicamente aceptan depósitos y hacen préstamos, en tanto que los bancos de inversión incursionan en actividades de ganancia por manejo de cartera, como el reaseguro de valores y finanzas corporativas, mercadeo y otras relacionadas con el comercio. La mayoría de los bancos líderes en el mundo han incursionado activamente en ambos tipos de actividades. La sencilla caracterización de la producción bancaria en dos productos, como la que se propone aquí, permite un análisis global de las complementariedades entre la banca comercial y la de inversión. Además, se dividió la muestra de acuerdo con la estructura regulatoria, denominando "bancos universales" a las instituciones de países con alto grado de integración entre banca y compañías de valores y "bancos separados" a los intermediarios de países con bajo grado de integración.¹¹

El número de parámetros por estimarse en la ecuación (3) se redujo aplicando la restricción de neutralidad monetaria o de participación de costos: si los precios de todos los insumos se duplican, el del producto debiera también duplicarse. Matemáticamente ello requiere que la suma de las elasticidades del costo total con respecto a los precios factoriales sea igual a 1, esto es:

11. Se consideraron en el primer conjunto a Francia, Alemania, Italia, Holanda, Suiza, Bélgica, Austria, Finlandia, Dinamarca y España. En el segundo a Estados Unidos, Japón, Canadá, Suecia, el Reino Unido y Australia.

10. Saunders y Walter ofrecen una explicación sobre la especificación de esta variable, así como de las diferencias respecto a otros modelos, como el de Hunter y Timme, el de Mester o el de Schaffer y David. Véase Anthony Saunders e Ingo Walter, *Universal Banking in the United States. What Could We Gain? What Could We Lose?*, Oxford University Press, Nueva York, 1994, p. 73.

$$\delta \ln(TC) / \delta \ln(w) + \delta \ln(TC) / \delta \ln(r) = 1 \quad (4)$$

Haciendo que, alternadamente, los valores factoriales sean iguales a 1 (de manera que sus logaritmos sean cero), se puede ver que la ecuación (4) entraña las siguientes restricciones lineales:

$$\beta_w + \beta_r = 1 \quad (5)$$

$$\beta_{ww} + \beta_{wr} = 0 \quad (6)$$

$$\beta_{wr} + \beta_{rr} = 0 \quad (7)$$

$$\beta_{lw} + \beta_{lr} = 0 \quad (8)$$

$$\beta_{nw} + \beta_{nr} = 0 \quad (9)$$

Al sustituir esas restricciones directamente en la igualdad (3) se deriva el siguiente modelo que se ha de estimar:

$$\begin{aligned} \ln(TC) = & \alpha + \beta_w[\ln(w) - \ln(r)] + \beta_l \ln(l) \\ & + \beta_n \ln(n) + \beta_{ww}[1/2 \ln^2(w) - \ln(w) \ln(r) \\ & + 1/2 \ln^2(r)] + \beta_{ll}[1/2 \ln^2(l) \\ & + \beta_{nn}[1/2 \ln^2(n)] + \beta_{nl}[\ln(n) \ln(l)] + \\ & \beta_{lr}[\ln(l) \ln(r) - \ln(l) \ln(w)] + \beta_{nr}[\ln(n) \ln(r) \\ & - \ln(n) \ln(w)] + \epsilon_{ijt} + u_j + w_t \quad (10) \end{aligned}$$

Los subíndices i ($i = 1, \dots$), j ($j = 1, \dots, 16$) y t ($t = 1, \dots, 6$) para el *iésimo* banco del *jésimo* país en el *tésimo* año se han omitido en todas las variables, excepto para los términos de error, a fin de subrayar que se está estimando un modelo de efectos aleatorios.¹²

Ese modelo sólo se utiliza para estimar economías de escala y de alcance, ya que se parte del supuesto de que la función de producción de los bancos en cualquier parte del mundo es básicamente la misma. En consecuencia, interesa no solamente medir cómo interactúan internacionalmente las diferencias respecto a la media en cada país, sino también cómo cambian las diferentes medias en sí.

Se logra mayor simplificación en la estimación debido a que los precios de los

factores usados como variables independientes son comunes al interior de los países. Así, los coeficientes β_w y β_{ww} (la diferencia entre los precios factoriales de dos países particulares) están perfectamente correlacionados con el término de error u_j ; por tanto, se eliminan de la estimación. Ello no incrementa la dificultad econométrica con respecto a las pruebas que interesan en este estudio, dado que esos coeficientes no entran en el cálculo de las economías de escala y de alcance.

Un aspecto importante concierne a la función de costo invariable en el tiempo, o plana, en un mundo donde el mercado y los cambios regulatorios y tecnológicos acosan frecuentemente a las empresas. Lawrence prueba con rigurosidad la función translog para los bancos frente a otras especificaciones del modelo y, además, muestra que las estimaciones no son estables en el tiempo.¹³ Hunter y Timme identifican esa inestabilidad intertemporal como cambio tecnológico, concluyendo que éste redujo los costos reales de la banca comercial estadounidense en 1% al año en el período 1980-1986.¹⁴ Aquí se realiza el análisis con el supuesto de que, a pesar de la variación, las funciones de costo en tiempo relativamente corto son lo bastante cerradas como para hacer válida la aproximación. Tales funciones se simulan explícitamente en el término de error del modelo de efectos aleatorios.

La translog se escogió por su generalidad.¹⁵ Para cada producto o insumo genera a lo más un punto máximo (o mínimo). Considerando que al menos dos puntos óptimos (uno para los bancos grandes, uno para los pequeños) parecen haberse identificado en la banca comercial estadounidense, tal función es en el mejor de los casos sólo una aproximación local. La translog estima la función de *costo total* (no la de costo promedio). La versión normal es la función cúbica, con un rango infe-

rior cóncavo y uno superior convexo. Ello da origen a las curvas convencionales de costo promedio y de costo marginal en forma de U: el óptimo ocurre en el punto en que la curva de costo marginal intersecta la de costo promedio por debajo ($\delta TC / \delta y = TC / y$), y es el mismo en que la elasticidad de la curva de costo *total* es unitaria, esto es: $E_{TC} = (\delta TC / \delta y) / (TC / y) = 1$. Así, al usar aquí la translog se estima una función cúbica con una cuadrática. Por tanto, existe una fuerte razón teórica para creer que *ninguna* extrapolación de la función más allá de sus valores promedio muestrales será errónea.

La línea de economías de escala se hará evidente si la suma de las elasticidades del costo total con respecto a los productos es menor que 1:

$$E_{TC} = \delta \ln(TC) / \delta \ln(l) + \delta(TC) / \delta \ln(n) = E_{TCl} + E_{TCn} \quad (11)$$

$$E_{TCl} = \beta_l + \beta_{ll} \ln(l) + \beta_{lr} [\ln(r) - \ln(w)] + \beta_{nl} \ln(n) \quad (12)$$

$$E_{TCn} = \beta_n + \beta_{nn} \ln(n) + \beta_{nr} [\ln(r) - \ln(w)] + \beta_{nl} \ln(l) \quad (13)$$

Para determinar si esas elasticidades difieren significativamente de la unidad, se aplicó una prueba de Wald usando el estadístico de prueba

$$W = [1 - E_{TC}]^2 / [R_{TC}' \text{VARB } R_{TC}] \sim \chi^2_{df=1} \quad (14)$$

donde R_{TC} es el vector de restricción que implica la hipótesis nula de que $E_{TC} = 1$; y VARB es el estimador de máxima verosimilitud de la matriz de varianza-covarianza. El vector de restricción real es:

$$R_{TC} = [1, 1, \text{LOANS}, \text{NII}, \text{LOANS} + \text{NII}, \text{RENT} - \text{WAGE}, \text{RENT} - \text{WAGE}, 0] \quad (15)$$

donde LOANS, NII, RENT y WAGE son las medias de los logaritmos de los valores muestrales, y el arreglo de los términos en la matriz de varianza-covarianza está definido por la variable de ordenamiento [LOANS, NII, BLL, BNN, BNL, BLR, BNR, ONE].

Las pruebas de segunda derivada para los préstamos se realizaron como sigue:

13. Colin Lawrence, "Banking Costs, Generalized Functional Forms, and Estimation of Economies of Scale and Scope", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 21, núm. 3, 1989, pp. 368-379.

14. W. C. Hunter y S. G. Timme, "Technology Change in Large US Commercial Banks", *Journal of Business*, núm. 64, 1991, pp. 287-312.

15. Jeffrey A. Clark, *op. cit*

12. El modelo se estimó por el método de función de máxima verosimilitud.

$$\delta^2 TC / \delta l^2 = TC / l^2 [\delta^2 \ln(TC) / \delta \ln^2(l) + E_{TC} (E_{TC} - 1)] \quad (16)$$

Dado que la expresión TC / l^2 no cambia de signo y aparece al cuadrado en el numerador y en el denominador de las pruebas de significancia, se elimina por simplicidad. Para los préstamos la restricción es:

$$R_{it} = \delta [\cdot] / \delta \theta \quad (17)$$

donde $[\cdot]$ se refiere al término entre corchetes en (16) y θ se refiere al vector estimado de ocho coeficientes. Explícitamente, el vector es

$$R_{it} = [0, 0, 1, 0, 0, 0, 0, 0] + (1 - 2E_{TC}) R_{TC} \quad (18)$$

donde $R_{TC} = [1, 0, \text{LOANS}, 0, \text{NII}, \text{RENT} - \text{WAGE}, 0, 0]$.

Las pruebas de segunda derivada con respecto al ingreso distinto de intereses se definen de manera análoga.

Las economías de alcance se encuentran en la segunda derivada de los costos totales con respecto al producto cruzado. La prueba resulta similar a la de segunda derivada para la curvatura de la función de costo total. Específicamente, se trata de detectar si la expresión $\delta^2 TC / \delta n \delta l$ es mayor o menor que cero. La segunda derivada cruzada es

$$\delta^2 TC / \delta n \delta l = [TC/nl] [\delta^2 \ln(TC) / \delta \ln(n) \delta \ln(l) + E_{TCn} E_{TCl}] \quad (19)$$

El modelo de efectos aleatorios

En la aplicación de pruebas de tasas de crecimiento y de función de costo se utilizó el modelo de efectos aleatorios, como se señaló. Una dificultad econométrica relacionada con la base de datos es que en relativamente pocos años hay diferenciación de bancos por país. Sea cual sea la combinación de datos utilizada debiera hacerse algún reconocimiento explícito sobre los efectos de país y de período, para lo cual están disponibles en realidad dos opciones: 1) medir esos efectos en una descomposición del término constante mediante una matriz de variables dicótomas (o *dummy*), y 2) contabilizarlos con

base en estimaciones separadas de los términos de error específicos por país y por tiempo. El modelo de efectos fijos toma la primera ruta:

$$y_{ijt} = \alpha + \alpha_j + \alpha_t + \beta x_{ijt} + \epsilon_{ijt} \quad (20)$$

donde la *ijésima* observación se explica por la constante α ; el término α_j , constante para todas las observaciones en un grupo específico; el término α_t , constante en todas las observaciones en un año específico; una combinación lineal de la matriz de factores explicativos x_{ijt} , con un vector parámetro β , y un término de error estocástico ϵ_{ijt} que afecta a cada observación. En este caso las constantes representarían los efectos de país y temporales y cada observación sería el estado de un banco en determinado punto en el tiempo.

Si el valor de esas constantes es de interés –como bien puede ser en las pruebas de tasas de crecimiento– su cálculo resulta pertinente. Los coeficientes específicos de no-tiempo y de no-país del modelo de efectos fijos, (sin embargo, se calculan sobre los datos (las variables dependientes e independientes) a los que se han sustraído sus medias de país y de tiempo. El uso del modelo de efectos fijos impide la comparación de las diferencias absolutas entre grupos identificados.

Sin embargo, al usar el modelo de efectos aleatorios es necesario suponer que los efectos por país y temporales son precisamente aleatorios y que están distribuidos de modo normal. Si se aceptan esos supuestos (sin alterar demasiado los hechos) el resultado es:

$$y_{ijt} = \alpha + \beta x_{ijt} + \epsilon_{ijt} + u_j + w_t \quad (21)$$

Este modelo, en contraste con el de efectos fijos, tiene un intercepto único, pero tres términos de error independientes: uno que es específico a cada país y constante para los bancos al interior de éste (u_j); otro que es específico a todos los bancos alrededor del mundo y para un año dado (w_t), y un tercero que afecta a cada banco, en cada año y en cada país de manera separada (ϵ_{ijt}).

Una ventaja de usar el modelo de efectos aleatorios es que aumentan los grados de libertad, lo cual puede permitir una estimación más precisa. El supues-

to crítico –y el precio econométrico que se paga por esos grados de libertad– es que los términos de error no están correlacionados.¹⁶

Los datos

Para aplicar las pruebas empíricas se utilizó información de los estados financieros en la base de datos *Worldscope*, que condensa los informes anuales publicados por los bancos y clasifica las partidas bajo denominaciones estandarizadas para todos los países. En las pruebas de tasa de crecimiento los datos cubren de 1982 a 1987 y se refieren a 143 de los 200 bancos más grandes del mundo, en términos de sus activos al cierre de 1985. Para las pruebas de función de costo el período es de 1981 a 1986, abarcando 133 de los 200 bancos más grandes según sus activos al cierre de 1986.

La exclusión de algunos bancos en la muestra se debió a la falta de datos. Tres bancos coreanos fueron la excepción: aunque los datos relevantes estaban disponibles, se eliminaron porque en la muestra eran los únicos de un país en desarrollo y como tales representaron casos atípicos.¹⁷

Las incompatibilidades en las prácticas contables y la incompleta disponibilidad de la información hacen inútil la comparación internacional de partidas más detalladas en la base de datos. En consecuencia, hubo que agregar las partidas en el análisis de conjunto. Para evitar el efecto de los movimientos del tipo de cambio, característicos del decenio de los ochenta, cada moneda se deflactó con el índice interno de precios al mayoreo, base 1980, y se convirtieron las cifras en millones de dólares estadounidenses al tipo de cambio promedio diario del año base. Esta técnica, por supuesto, introduce algunos errores. El más obvio atañe a Canadá en 1982, cuando sus precios al mayoreo se precipitaron, provocando que las cifras "de-

16. Los autores brindan una explicación sobre las pruebas de especificación que aplicaron y les permitieron considerar razonable este supuesto. Saunders y Walter, *op. cit.*, p. 78.

17. De hecho, su inclusión no afectó significativamente los resultados.

flactadas" se abultaran de tal manera que no reflejaron el crecimiento real ni los incrementos reales en los costos laborales. Se consideró, sin embargo, que los posibles errores introducidos no son tan sistemáticos como los relacionados con los movimientos de los tipos de cambio.¹⁸

Los datos salariales se obtuvieron del *United Nations Monthly Bulletin of Statistics* y del *Yearbook of Labor Statistics* de Naciones Unidas. Cuando las estadísticas de salarios no cubrían los seis años completos, las tendencias se extrapolaron utilizando los números índice publicados en *Estadísticas Financieras Internacionales* del FMI. Ésta fue también la fuente de las tasas de interés brutas (el promedio del período de las tasas del mercado de dinero o del papel comercial), convertidas en tasas reales mediante los índices de precios al mayorero nacionales del FMI.

Resultados

Puebas de tasas de crecimiento. El período bajo estudio se caracterizó por tasas de crecimiento positivas. Los resultados obtenidos se condensan en el cuadro 1 y permiten rechazar la Ley de Efectos Proporcionados en el decenio de los ochenta, apartándose así de las conclusiones de Tschoegl.¹⁹ Se encontró fuerte evidencia de que mientras más grande era un banco, menos rápido fue su crecimiento en el período de análisis. Se detectó que la elasticidad del crecimiento con respecto al tamaño era menor que uno en todos los casos; incluso fue significativamente menor que uno para el crecimiento de los activos, tanto en el modelo de efectos fijos como aleatorios.

Al haber transformado en reales las tasas de crecimiento nacionales (totalmente en el modelo de efectos fijos y parcialmente en el de efectos aleatorios) no fue posible atribuir su repercusión sobre el crecimiento simplemente a la expansión relativa de los otrora más pequeños bancos europeos y japoneses ni al retroceso parcial en la posición de

los estadounidenses. Es posible que las deseconomías de escala estén involucradas en ese patrón.

C U A D R O 1

PRUEBAS DE TASAS DE CRECIMIENTO

		Activos	Capital
Elasticidad del crecimiento con respecto a tamaño			
Modelo de efectos fijos			
• Con razones financieras	<1(a)	-	(b)
• Sin razones financieras	<1	-	-
Modelo de efectos aleatorios			
• Con razones financieras	<1	-	-
• Sin razones financieras	<1	-	-
Efectos de las razones en las tasas de crecimiento			
Modelo de efectos fijos			
• Ingreso distinto de intereses / ingreso total	+	+	(d)
• Depósitos / préstamos	+(c)	+	-
• Préstamos / activos	+	-	-
Modelo de efectos aleatorios			
• Ingreso distinto de intereses / ingreso total	+	+	-
• Depósitos / préstamos	+	-	-
• Préstamos / activos	-	-	-

a. Indica que la elasticidad es significativamente menor que uno, en un nivel de significancia de 5 por ciento. b. Indica que, aunque el coeficiente estimado fue menor que uno, no lo fue significativamente. c. Significancia al 10 por ciento. d. Significancia al 5 por ciento. Todos los demás signos no son significativos.

El poder explicativo de las razones resultó pobre. No fue posible rechazar estadísticamente la hipótesis de que ellas, tomadas en conjunto, no agregaban poder explicativo al crecimiento. En todos los modelos, una razón ingreso distinto de intereses/ingreso total más grande contribuyó ciertamente a un ingreso mayor, pero su coeficiente fue significativo (al 10%) sólo con respecto al crecimiento de capital en el modelo de efectos fijos. En cuanto al crecimiento de los activos, en ese mismo modelo, el coeficiente de la razón depósitos/préstamos fue positivo y significativo, lo que sugiere la importancia del fondeo de préstamos con una gran base de depósitos para el crecimiento relativo de los activos en todos los países y años. Con respecto a las otras razones, sin embargo, no fue posible interpretar satisfactoriamente los signos de los coeficientes de-

bido a la carencia de significancia estadística.

Pruebas de función de costo. Los resultados del análisis se sintetizan en el cuadro 2. Se presentó un cambio sorprendente con respecto a las economías de escala: aunque la muestra total, tomada en conjunto, reveló su presencia de manera significativa, se encontraron deseconomías en dos subconjuntos: los bancos con préstamos menores a 10 000 millones de dólares (1980 = 100) y aquellos con más de 25 000 millones. Otro hallazgo notable es el grado en el cual esa tendencia se presenta en los bancos caracterizados como separados, a diferencia de los que poseen una estructura universal. Para éstos, aunque ninguno de los coeficientes fue significativo al 5%, parecen predominar las economías de escala en un nivel de préstamos menor a 10 000 millones de dólares (1980 = 100), así como en el rango medio. Sin embargo, tal como ocurrió con los bancos separados, las deseconomías parecen ser la regla en niveles de préstamos superiores a 25 000 millones.

Las deseconomías de alcance parecen típicas entre los intermediarios financieros de ganancia de intereses y los de ganancia distinta de intereses, además de que prevalecen significativamente en cada categoría del tamaño. Sin embargo, parece surgir una distinción sutil entre banca separada y banca universal: mientras que para ésta las deseconomías de alcance en las instituciones más grandes aparecen con alto grado de significancia, para los grandes bancos separados no hay evidencia de que exista en absoluto. Una posible razón es que los enormes bancos universales, liberados por una regulación permisiva, se han diversificado hasta el punto en que las economías de alcance por el lado de la oferta desaparecen.

Estos resultados confirman las conclusiones recientes en la literatura. Esto es que, a pesar de que las economías de escala parecen evaporarse en bancos muy pequeños cuando se estudian los de tamaño reducido, las "economías de superescala"²⁰ están al alcance de bancos grandes, particularmente en la me-

18. Se realizaron las estimaciones sin considerar a Canadá y los resultados no se alteraron significativamente.

19. Adrian E. Tschoegl, *op. cit.*

20. El término lo acuñaron Sherrill Schaffer y Edmond David, "Economies of Superscale in Commercial Banks", *Applied Economics*, núm. 23, 1991, pp. 283-294.