

## UNA FUNCION DE COSTOS PARA LA INDUSTRIA BANCARIA<sup>1</sup>

LAURA D'AMATO - BEATRIZ LOPEZ -  
M. FABIANA PENAS - JORGE M. STREB -

### 1. Introducción

El objetivo de este trabajo es encontrar una función que describa adecuadamente el comportamiento de los costos operativos en la industria bancaria de la Argentina. Se restringió el estudio a los bancos privados, que constituyen el subgrupo para el cual se cuenta con información más completa.

Se utilizó una función de costos translogarítmica, función que se aplicó primero a otras industrias (ver Brown et al, 1979). En las estimaciones más recientes de costos bancarios es la forma funcional más utilizada, tanto en la literatura internacional (por ejemplo Murray y White, 1983, y Mester, 1987; ver reseña en Clark, 1988) como en la de Argentina (Rivas, 1984, y Delfino, 1990). Esta impone menos restricciones a la función de producción asociada que una logarítmica, que supone una función de producción Cobb-

<sup>1</sup> Agradecemos las críticas y sugerencias de Pedro Pou, los comentarios de Carlos Rivas y Marta Buraschi en la XXVIII Reunión de la AAEP, y los comentarios de Marco Terrones en el XIII Encuentro Latinoamericano de la Sociedad Econométrica. También agradecemos la ayuda de Ana Mangialavori en la elaboración de la base de datos y en la interpretación de la información contable.

<sup>2</sup> Banco Central de la República Argentina.

Douglas. La especificación translogarítmica permite detectar una escala óptima de producción, al hacer depender los rendimientos a escala del nivel de producción. Por otra parte también es posible testear la existencia de economías de diversificación, es decir ahorros en los costos derivados de producir conjuntamente más de un producto. Estos resultados pueden ser útiles para regular las barreras al ingreso y para decidir el grado de especialización de actividades más eficiente para los bancos.

Antes de efectuar el análisis de los costos operativos, se discuten brevemente en la sección dos las definiciones alternativas de costos para la industria bancaria. En la sección tres se trata heurísticamente el problema de los rendimientos a escala, construyendo una nueva medida de producto agregado. Se busca delimitar las variables explicativas relevantes, en el marco de una revisión de los estudios previos para la Argentina. En la sección cuatro se resumen las conclusiones.

## **2. Definiciones de costos bancarios**

Las estimaciones de costos bancarios difieren en su punto de partida respecto a la cuestión de cómo tratar a los depósitos. Algunos autores lo tratan como un insumo mientras que otros lo consideran un producto de la firma bancaria. En la literatura se conocen como "enfoque de intermediación" y "enfoque de producción", respectivamente (ver Clark, 1988, p. 22).

La implicancia práctica de no tomar a los depósitos como un insumo es excluir los egresos financieros de las estimaciones de costos bancarios, computando únicamente los costos operativos. Este es el criterio que se siguió en este trabajo, ya que se prefirió enfocar la influencia de la escala sobre la eficiencia operativa de los

bancos.

Sin embargo, es posible que las entidades más grandes enfrenten menores costos de captación de pasivos, lo que sería un factor adicional de economías de escala. Esto está vinculado a un tema más amplio, el de la rentabilidad de las firmas financieras.

Considerar a los depósitos como un producto lleva de inmediato al carácter multiproducto de la intermediación financiera, dado que se generan por un lado depósitos y por otro préstamos. Esta operatoria más tradicional de los bancos no agota, claramente, la lista de los productos y servicios que los bancos ofrecen.

Dado el carácter multiproducto de la firma bancaria, ¿qué indicador tomar como mejor aproximación del producto bancario? Se puede intentar representarlo por un único producto agregado. Aquí Feldman (1977) describe tres variantes, que se pueden ilustrar fácilmente: usar variables monetarias stock, como por ejemplo activos financieros totales; variables monetarias flujo, como ingresos totales; o variables físicas stock, como número de cuentas. Las diversas variantes se investigan en la sección tres, donde se trata de determinar cuál es la mejor forma de capturar la actividad global de la firma financiera.

Se puede trabajar alternativamente con medidas desagregadas de producto. Este camino se sigue en otro trabajo, en el que se busca deslindar la influencia sobre los costos de las economías de diversificación y de las economías de escala.

Para las regresiones que figuran en este trabajo, se tomaron datos de corte transversal de un promedio de cuatro meses (agosto, octubre y diciembre de 1992 y febrero de 1993), que abarcan 121 bancos privados. La descripción de la base de datos utilizada se encuentra en el anexo 1.

### **3. Rendimientos crecientes a escala y estimaciones previas en la Argentina**

Las estimaciones previas sobre costos bancarios en la Argentina testean principalmente la presencia de economías de escala en los costos operativos, para lo cual se puede trabajar tanto con medidas agregadas como desagregadas de actividad bancaria. Se decidió explorar aquí las distintas medidas agregadas de producto para determinar cuál capta más adecuadamente la operatoria total de la firma bancaria. El principal resultado es que una medida flujo de ingresos es preferible a medidas más restringidas.

Se investigó también qué otras variables son relevantes para explicar el comportamiento de los costos operativos, analizándose la influencia del número de casas y de la localización geográfica.

El punto de partida son los avances logrados en la literatura previa sobre costos operativos en la industria bancaria en Argentina. Los resultados básicos sobre la elasticidad escala de los costos operativos se presentan en la tabla que sigue. Cabe aclarar que Santibañes (1975) reporta la elasticidad parcial de los costos con respecto a los depósitos, no respecto al producto total. Feldman (1978) corrige esto, al tomar una medida agregada de producto usando variables stock monetarias.

## Elasticidad a escala de los costos operativos

Autor	Indicador de producto	Función	Elasticidad $\eta$
Buraschi (1971)	Desagregado: préstamos y depósitos	Log	$\eta < 1$ : bancos privados capital y extranjeros $\eta = 1$ : bancos privados interior y públicos
Santibañes (1975)	Desagregado: depósitos, aceptaciones, ingresos y egresos operaciones externas	Cuadrática (bancos interior: Log)	$\eta < 1$ : cuatro categorías de bancos mencionadas
Feldman (1978)	Agregado: préstamos y depósitos, aceptaciones, giros y créditos importación-exportación	Log	$\eta < 1$ : total bancos y cuatro categorías de bancos mencionadas
Rivas (1984)	Desagregado: cuentas corrientes, cuentas ahorro y plazo, clientes préstamos Agregado: idénticos conceptos.	Log y cuadrática Log	$\eta = 1$ : total bancos $\eta = 1$ : total bancos

### 3.1. ¿Elasticidades a escala constantes o variables?

La limitación de más peso que tienen los estudios previos para medir la elasticidad a escala tiene que ver con la especificación de los costos operativos como una función logarítmica, ya que implican una elasticidad constante (aunque las funciones cuadráticas no sufren esta limitación). La literatura más reciente ha introducido la especificación translogarítmica que permite una forma más flexible para los rendimientos a escala que pueden variar con el volumen de producción en lugar de permanecer fijos. Si bien Rivas (1984) también prueba una especificación translogarítmica para la Argentina, no hay una discusión clara sobre sus implicancias para los rendimientos a escala.

Mientras que la función logarítmica sólo puede generar una curva creciente, constante o decreciente de costos medios, la función de costos translogarítmica puede generar una curva de costos medios en forma de "U". En el caso de la función logarítmica, hay rendimientos crecientes a escala y los costos medios son decrecientes si el coeficiente  $a_2$  en la ecuación que sigue es menor a 1. En el caso de la función translogarítmica, si el coeficiente  $a_2$  es menor a 1 pero  $a_3$  es positiva, después de un punto los costos medios van a empezar a subir, lo que indicaría que hay cierta escala de producción que minimiza los costos medios.

$$\ln C = a_1 + a_2 \ln Q: \quad \frac{\partial(C/Q)}{\partial Q} = -(1-a_2) \frac{(C/Q)}{Q}$$

$$\ln C = a_1 + a_2 \ln Q + a_3 \frac{(\ln Q)^2}{2}: \quad \frac{\partial(C/Q)}{\partial Q} = [-(1-a_2) + a_3 \ln Q] \frac{(C/Q)}{Q}$$

La función translogarítmica se asemeja en su flexibilidad a una función cúbica, ya que puede generar tanto costos medios como marginales en forma de "U".<sup>2</sup>

Para dilucidar este punto, se estimó la elasticidad escala  $\eta$  de los costos operativos  $C$  respecto al producto agregado  $Q$  tanto con una

<sup>2</sup>Santibañez (1975), pp. 1 y siguiente, discute la implicancia del uso de polinomios de distinto grado sobre la forma de la curva de costos medios y marginales. Los costos marginales, constantes con una especificación lineal y lineales con una especificación cuadrática, pueden tomar forma de "U" con una especificación de costos cúbica. De todas maneras, Santibañez encontró que los coeficientes del término cúbico no eran significativos.

especificación logarítmica como translogarítmica. En esta parte el producto  $Q$  se midió por ingresos netos que consiste básicamente en resultados financieros y por servicios. Esta definición se acerca al concepto de valor bruto de producción en las cuentas nacionales en la Argentina.<sup>3</sup>

Si se acepta la especificación logarítmica, se puede rechazar la hipótesis nula de que hay rendimientos constantes a escala al 1% de significatividad.

$$(1) \ln C = 0,330 + 0,917 \ln Q + \epsilon \quad R_c^2 = 0,94$$

$$(2,16) \quad (43,75)$$

$$\eta = 0,917 \notin [0,946; 1,054] = 1 \pm 2,57 \sigma_b$$

Usando una formulación translogarítmica, se reestimó la ecuación que relaciona costos operativos con producto. El término cuadrático resulta ser significativamente diferente de cero, lo que indica que la especificación logarítmica no es adecuada.

La elasticidad escala, evaluada al valor medio de  $\ln Q = 7,16$ , es de 0,929. La existencia de rendimientos constantes a escala se rechaza al 1% de probabilidad (el valor del estadístico  $t$  es:

<sup>3</sup>En las cuentas nacionales se computa como valor bruto de producción del sector de entidades financieras a las entradas explícitas por prestación de servicios más los ingresos imputados por servicios sin pago explícito, a saber la diferencia entre los intereses cobrados y pagados. Restándole el valor del consumo intermedio, se arriba a la cifra de PBI o valor agregado bancario (Monteverde, Feldman et al., 1979).

$$(2) \text{Ln}C = 1,830 + 0,472 \text{ln}Q + 0,064 \frac{(\text{ln}Q)^2}{2} + \epsilon \quad R_c^2 = 0,95$$

(4,50) (4,13) (3,95)

$$\frac{\partial(C/Q)}{\partial Q} = [-0,528 + 0,064 \text{ln}Q] \frac{C/Q}{Q}$$

-3.66).<sup>4</sup> Dentro del rango observado para el log natural de ingresos netos [1,91 ; 10,15], la escala óptima se encuentra en  $\text{ln} Q = 8,25$  (que corresponde a 3,8 millones de pesos), valor superior a la media de  $\text{ln} Q$  para el conjunto de bancos privados. Esto en principio indica que el sistema en promedio se encuentra operando a una escala menor a la que minimiza los costos medios, aunque esto se vuelve a considerar en las siguientes subsecciones.

Si se toma como variable dependiente a los costos medios en lugar de los costos totales, se elimina el fuerte efecto de la correlación positiva entre niveles de ingresos y de costos que automáticamente asegura un  $R^2$  muy alto. El coeficiente de  $\text{ln} Q$  es ahora  $a_2 - 1$ .<sup>5</sup>

<sup>4</sup>En este caso la elasticidad a escala de los costos está dada por  $\eta = a_2 + a_3 \text{ln}Q$

<sup>5</sup>Ver anexo 2, punto 1.

$$(3) \ln(C/Q) = 1,830 - 0,528 \ln Q + 0,064 \frac{(\ln Q)^2}{2} + \epsilon$$

(4,50) (-4,61) (3,95)

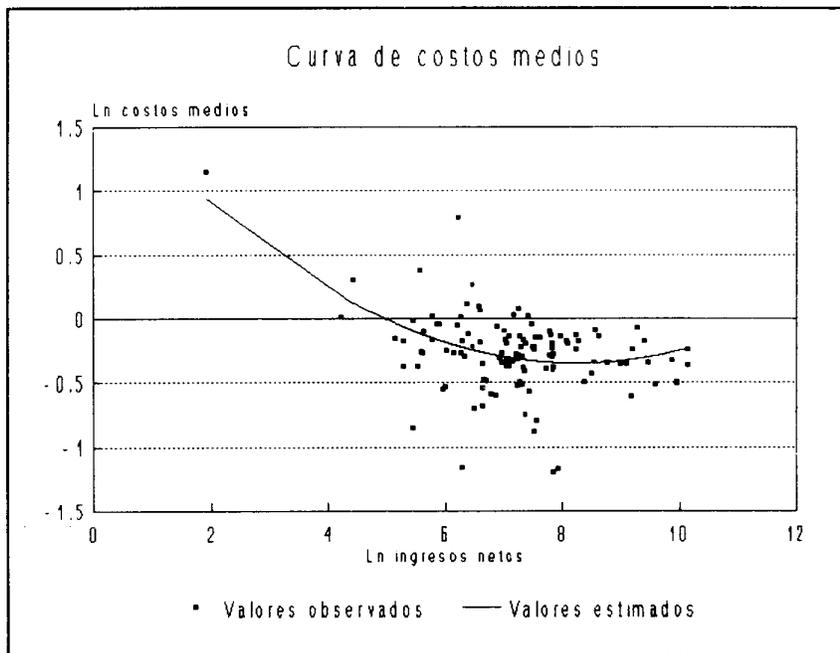
$$R_c^2 = 0,21$$

En el gráfico de la página siguiente se presenta la función de costos medios para todo el sistema. Aunque los costos medios estimados tienen forma de U, pueden estar un poco influenciados por algunos puntos extremos. Más adelante se descomponen los efectos a escala en varias dimensiones, para evaluar si efectivamente existe una escala óptima de producción, aunque no se encuentra evidencia en ese sentido.

### 3.2. Elasticidades a escala con medidas alternativas de producto

La ventaja de ingresos netos como variable explicativa es que es la medida más amplia de las actividades bancarias, ya que abarca tanto ingresos por servicios como ingresos financieros. Una desventaja, comentada por Feldman (1977), p. 18, es que los ingresos financieros pueden no reflejar diferencias de producto si la estructura del mercado no es competitiva (pueden existir diferencias en las tasas activas para un mismo tipo de préstamos entre distintas entidades). Además, mayores ingresos financieros pueden estar asociados a un mayor riesgo crediticio.

La alternativa a esta variable flujo es usar variables stock. La principal limitación de las variables stock alternativas para representar al producto  $Q$  es que sólo se dispone de medidas más restringidas de la producción del banco que



reflejan básicamente actividades relacionadas con los ingresos financieros.

Las variables stock consideradas para representar  $Q$  son tres. Se toman dos medidas monetarias, (i) el volumen de préstamos y (ii) una medida más amplia de la operatoria tradicional que incluye préstamos y depósitos. Se considera además una medida física, (iii) el número total de cuentas activas y pasivas.

Los resultados muestran que la variable número de cuentas tiene un menor poder explicativo. Las medidas de producto monetarias, sean de flujo o stock, no difieren tan marcadamente en su grado de ajuste, aunque en la regresión dos que utiliza como variable dependiente a los ingresos

$Q$ =préstamos:

$$(2a) \text{Ln}C = 0,190 + 0,365 \text{ln}Q + 0,044 \frac{(\text{ln}Q)^2}{2} + \epsilon \quad R_c^2 = 0,86$$

(0,13) (1,39) (1,83)

$Q$ =operatoria tradicional:

$$(2b) \text{Ln}C = -0,048 + 0,339 \text{ln}Q + 0,044 \frac{(\text{ln}Q)^2}{2} + \epsilon \quad R_c^2 = 0,90$$

(-0,04) (1,51) (2,28)

$Q$ =número de cuentas:

$$(2c) \text{Ln}C = 9,962 - 1,260 \text{ln}Q + 0,190 \frac{(\text{ln}Q)^2}{2} + \epsilon \quad R_c^2 = 0,67$$

(10,58) (-5,82) (7,83)

netos, el poder explicativo y sobre todo la significatividad de los términos es mayor. Esto corroboraría la presunción de que las medidas stocks de que se dispone no captan tan bien la operatoria total del banco como la variable flujo ingresos netos. La diferencia decisiva es que ingresos netos incluye los ingresos por servicios, reflejando las actividades no tradicionales que se han expandido en el período reciente.

### 3.3. Desagregación de la elasticidad escala en efectos de cuentas y tamaño medio de cuentas

Una variable cuya influencia sobre los costos ha sido estudiada en los trabajos previos es el tamaño medio de las operaciones. Rivas (1984) señala que ésta interviene en una forma muy precisa, como nexa entre las medidas stock monetarias y físicas de producto: un volumen dado de operatoria monetaria  $Q$  puede descomponerse en dos factores, tamaño medio de cuentas TAM por número de cuentas CTAS.

$$Q \equiv \frac{Q}{CTAS} CTAS \equiv TAM * CTAS$$

Usando esta descomposición para diferentes componentes de la operatoria tradicional, Rivas (1984) encontró un coeficiente sensiblemente menor a uno para la variable TAM, mientras que el coeficiente de CTAS no difería sensiblemente de uno (aunque en su trabajo no reporta la significatividad estadística de estos resultados). Interpreta estos resultados en el sentido de que no hay economías de escala en el sentido usual, sino que hay "economías de tipo de cliente". Es decir que un incremento en CTAS, para TAM dado, genera un incremento proporcional de los costos, mientras un aumento en TAM, para CTAS dado, genera un incremento menos que proporcional en los costos.

Esta distinción es importante ya que, como se puntualiza en López, Streb et al. (1993), en los dos primeros años del Plan de Convertibilidad (marzo de 1991 a marzo de 1993) el número promedio de cuentas pasivas y activas aumentó mucho menos que el índice de depósitos y préstamos, indicando un aumento del tamaño medio de las operaciones. Los costos medios del sistema (medidos como costos operativos/depósitos, costos operativos/capacidad prestable, etc.) han venido descendiendo marcadamente, lo que es en parte atribuible precisamente al aumento del tamaño medio de las operaciones.

Los resultados de Rivas pueden interpretarse alternativamente como una descomposición de los efectos de escala, discriminando si su origen se debe al factor número de cuentas CTAS o al factor tamaño medio de cuentas TAM. Siguiendo esta línea, se estimó una ecuación de costos con una medida restringida de producto dada por  $Q = \text{préstamos más depósitos}$ , con  $CTAS = \text{número de cuentas activas y pasivas}$ , y  $TAM = Q/CTAS$ , que es una descomposición

de los términos en la regresión (2b).<sup>6</sup>

Los resultados confirman lo encontrado por Rivas cuando se evalúa la elasticidad de los costos respecto a CTAS y TAM en los valores medios de ambas variables: la elasticidad de los costos totales respecto a CTAS es de 0,859, mientras que la elasticidad respecto a TAM es mucho menor, con un valor de 0,663. Por lo tanto, si bien hay economías con respecto a ambas variables, estas economías son más marcadas con respecto al tamaño de cuentas que a su número.

$$(4) \ln C = -0,788 + 0,461 \ln CTAS + 0,042 \frac{(\ln CTAS)^2}{2} + 0,520 \ln TAM + 0,061 \frac{(\ln TAM)^2}{2} + 0,001 \ln CTAS \ln TAM + \epsilon$$

(-0,72) (2,34) (2,33)

(1,86) (1,30) (0,06)

$R_c^2 = 0,93$

Feldman (1978), trabajando con la variable tamaño medio de los depósitos, encontró que éstos estaban asociados negativamente con los costos. Esto no se contradice con los resultados de Rivas (1984) y la ecuación (4), donde la variable TAM tiene un coeficiente positivo, ya que la otra variable explicativa que tomaba Feldman no era número de cuentas sino un indicador de producto bancario que incluía la operatoria tradicional, operaciones con el exterior y servicios de inter-

<sup>6</sup>Si se desarrollan  $\ln Q$  y  $(\ln Q)^2$ , los efectos de escala se abren en cinco términos, dos lineales,  $\ln CTAS$ ,  $\ln TAM$ , y tres cuadráticos,  $(\ln CTAS)^2$ ,  $(\ln TAM)^2$  y  $\ln CTAS * \ln TAM$ .

mediación financiera (giros aceptaciones, etc.).

Para visualizar esto, podemos hacer el siguiente ejercicio: para un nivel de operatoria dado  $Q$ , supongamos que aumenta el tamaño medio de las cuentas TAM. Esto implica que el número de cuentas totales CTAS debe bajar. Luego, según lo hallado por Rivas, los costos totales deben bajar ya que el incremento del costo debido a la suba de TAM es menor que la reducción del costo debido a la baja de CTAS. Al replicar la regresión de Feldman con las variables  $Q$ =operatoria tradicional,  $TAM=Q/CTAS$ , se sigue exactamente ese resultado.

$$(5) \ln C = -0,869 + 0,517 \ln Q + 0,029 (\ln Q)^2 - 0,093 \ln TAM +$$

$$(-0,72) \quad (2,45) \quad (1,58) \quad (-4,55)$$

$$R_c^2 = 0,92$$

Como préstamos y depósitos son un indicador de la operatoria tradicional, en estas regresiones obviamente se ignoran los efectos de operatoria no tradicional sobre los costos, aunque permiten evaluar independientemente el impacto de la variable TAM.

#### **3.4. Economías de escala y carácter multiplanta de la firma bancaria**

En la presencia de sucursales, Clark (1988) plantea como medida de escala lo que él denomina "economías de escala aumentada o de la firma", donde la elasticidad de los costos a la escala de la firma está dada por una medida que incorpora tanto el efecto directo de la producción sobre los costos, como el indirecto vía sucursales. Con una especificación logarítmica como la ecuación (1),

el cómputo de  $\eta$  es muy simple. La discusión también se puede plantear con la formulación translog de la ecuación (2), pero la notación es un poco más engorrosa y se derivan conclusiones similares. Sea C costos operativos, Q el producto bancario agregado y S sucursales, luego

$$\eta = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln S} \frac{d \ln S}{d \ln Q}$$

$$\ln C = a_1 + a_2 \ln Q + a_3 \ln S \Rightarrow \eta = a_2 + a_3 \frac{d \ln S}{d \ln Q}$$

Feldman (1978) no contempla para el cómputo de la elasticidad, en las regresiones que incluyen sucursales, este costo indirecto de la escala de producción. Rivas (1984) señala este costo indirecto, pero lo sobrecompensa al darle implícitamente un peso de uno.

Al incluir la variable S de casas bancarias (casa matriz más sucursales), la derivada parcial con respecto al producto capta los costos de aumentar el producto sin ajustar el número de sucursales. La medida de elasticidad escala aumentada no toma en cuenta sólo esto, sino que también captura el efecto indirecto del producto sobre los costos vía la necesidad de disponer de más sucursales para un mayor nivel de producción. Esta elasticidad aumentada arroja el mismo valor que la elasticidad escala de la regresión univariada (1), por las propiedades de los estimadores mínimo-cuadráticos.<sup>7</sup>

<sup>7</sup>Ver anexo 2, punto 2.

$$(1^*) \ln C = 0,792 + 0,814 \ln Q + 0,134 \ln S + \epsilon \quad R_c^2 = 0,95$$

$$(5,08) \quad (31,93) \quad (5,88)$$

$$\ln S = -3,459 + 0,770 \ln Q + \epsilon \quad R_c^2 = 0,47$$

$$(-6,38) \quad (10,32)$$

$$\eta = 0,814 + 0,134 * 0,770 = 0,917$$

Ahora bien, puede ser conveniente adoptar una perspectiva diferente a los trabajos anteriores para interpretar la influencia de las sucursales sobre los costos. La decisión básica de la firma bancaria en cuanto al nivel de producción "potencial" está dado por el número de plantas, es decir de casas bancarias  $S$ , que decida abrir. Aunque esta es una variable que está fija en el corto plazo, el "nivel de utilización" de estas plantas es variable. En forma análoga a lo hecho por Rivas con el tamaño de las operaciones, podemos introducir una medida muy simple de utilización de la capacidad instalada que permita distinguir entre los costos asociados con el nivel de utilización de la capacidad instalada, dada por  $UT=Q/S$ , y los costos de esta estructura física ya instalada, dada por las casas  $S$ .

$$Q \equiv \frac{Q}{S} S \equiv UT * S$$

Feldman (1978), p. 20, comenta que la competencia entre las firmas bancarias se manifestó en la época de represión financiera con una fuerte expansión de la red de sucursales, ya que no podían competir por tasas de interés para captar clientes. Sin embargo, uno también esperaría que aún sin represión financiera una de las formas de

esta competencia siga siendo la apertura de sucursales, sobre todo si se piensa en términos de mercados dispersos geográficamente que son atraídos al banco más próximo.

La discusión sobre el grado de utilización de la capacidad instalada UT es relevante cuando se consideran experiencias de estabilización y remonetización. Por ejemplo, en la Argentina desde el inicio del Plan de Convertibilidad hay un aumento muy importante del producto de la industria bancaria, con una cantidad prácticamente fija de casas. El aumento de producto bancario es un fenómeno común a los planes de estabilización en la Argentina, que básicamente se puede interpretar como un fuerte aumento en el uso de la capacidad instalada (ver López, Streb et al., 1993).

Desde esta perspectiva, las economías de escala pueden abrirse en dos componentes, (i) aumento del número de plantas, y (ii) aumento del nivel "medio" de utilización de la capacidad instalada.

Respecto al número de plantas, si bien en principio se podrían replicar con rendimientos constantes a escala, para un reducido número de casas la casa matriz implica un costo fijo de administración, y para un número grande de casas los crecientes costos de comunicación y coordinación pueden llevar a deseconomías de escala. Respecto al nivel de utilización de la capacidad instalada, mientras haya capacidad ociosa uno esperaría que los costos aumenten menos que proporcionalmente con un aumento de producción, mientras que al aproximarse a la plena utilización de la capacidad instalada la elasticidad tendería a uno.

En la siguiente regresión, la medida de escala se compone de la variable S de casas y la variable de utilización  $UT=Q/S$  (donde Q se mide por ingresos netos), conjuntamente con los términos cuadráticos y el término cruzado, todo en

logaritmos. Se sigue de esta regresión que la elasticidad de los costos ante un aumento en el número de sucursales es mucho mayor que ante un aumento en el grado de utilización de la capacidad instalada, lo que es una indicación de la existencia de capacidad ociosa: evaluada a los valores medios de casas y de utilización, la primera elasticidad es de 0,958 mientras que la segunda es de 0,835.

$$(6) \ln C = 1,952 + 0,687 \ln S + 0,035 \frac{(\ln S)^2}{2} \\
\begin{matrix} (4,10) & (5,58) & (1,28) \\ +0,423 \ln UT + 0,065 \frac{(\ln UT)^2}{2} + 0,039 \ln UT \ln S + e \\ (2,35) & (1,93) & (1,93) \end{matrix} \\
R_c^2 = 0,96$$

Esto permite volver a mirar la regresión (1\*) desde otra óptica. Según (1\*), los costos de expandir la producción son menores a corto plazo (manteniendo S fijo) que a largo plazo (variando S), lo que ahora se puede explicar por el hecho de que las firmas bancarias cuentan en este momento con capacidad ociosa, marcado por el coeficiente positivo de casas bancarias,  $a_3 > 0$ . Una vez que estén operando a plena capacidad, por el contrario, uno esperaría que el costo de expandir la producción sea más alto a corto que a largo plazo, por lo que ese coeficiente podría ser eventualmente negativo.

La descomposición de los efectos escala en una variable de utilización y otra de casas permite interpretar lo planteado en Santibañez (1975). Santibañez deduce del hecho de que la variable S no es significativa para el subgrupo de bancos privados de la capital, mientras sí lo es para los otros agrupamientos institucionales, una

mayor utilización de la capacidad instalada.

**3.5. Influencia de la localización geográfica sobre los costos**

En las subsecciones anteriores se discutieron medidas alternativas de producto y se descompusieron los efectos a escala en diversas dimensiones. Como se trabajó con datos de costos que cubren todo el país, los precios de factores no se refieren todos a un mismo lugar. Así, es dable esperar cierta dispersión a nivel geográfico en los precios de factores, tanto en los salarios como especialmente en el precio del capital.

Por tanto, se investigó la influencia sobre los costos de una variable no considerada en trabajos previos, la localización. Se definió la variable INTE, construída como la proporción de préstamos en el interior (es decir, excluída la Capital Federal) sobre el total del país. Los resultados de incluirla en la regresión (6) muestran que la variable localización en el interior resulta significativamente negativa al 5% de nivel de probabilidad.

$$\begin{aligned}
 (7) \ln C = & 1,849 + 0,759 \ln S + 0,020 \frac{(\ln S)^2}{2} \\
 & (3,92) \quad (6,01) \quad (0,71) \\
 & + 0,441 \ln UT + 0,058 \frac{(\ln UT)^2}{2} + 0,034 \ln UT \ln S \\
 & (2,48) \quad (1,74) \quad (1,70) \\
 & - 0,024 \ln INTE + e \\
 & (-2,06)
 \end{aligned}$$

$$R_c^2 = 0,96$$

Esto es llamativo, ya que los costos medios en el interior son más altos que en la Capital Federal: la correlación entre  $\ln(C/Q)$  y  $\ln INTE$ ,

cuando  $Q$  se mide por ingresos netos, es positiva, si bien no muy alta, 13%. Esto está asociado a un menor nivel de utilización de la capacidad instalada en el interior que en la Capital. Esto queda de relieve por el hecho de que, una vez que se controla por la menor escala de operación en el interior del país, el efecto residual de localización en el interior es negativo.

El hecho de que el efecto de la variable de localización haya resultado negativa nos llevó a mirar a los precios de capital y trabajo, para ver si hay diferencias sistemáticas según la localización geográfica. La principal limitación es que no se cuenta con datos para categorías homogéneas de trabajo y capital. Las proxies para representar el precio del trabajo, SAL, y el precio del capital, PCAP, se construyeron con datos de balance. La variable SAL es un salario promedio en cada entidad financiera, obtenida dividiendo el costo laboral por el número de empleados. La variable PCAP es el cociente entre gastos de capital y número de casas bancarias, en base a lo sugerido por Mester (1987), p. 427.

Como la variable de salarios es un promedio por entidad, refleja no sólo diferencias de precios para una misma calidad de trabajo, que es lo que buscamos, sino también un mix de calidades de trabajo diferentes. Si bien hay un único convenio colectivo de trabajo que rige las negociaciones salariales en la actividad bancaria (18/75), éste fija sólo el escalafón. Los salarios básicos se fijan en convenios específicos con las diferentes cámaras empresarias: ABRA (bancos extranjeros), ADEBA (bancos nacionales de la capital), ABIRA (bancos nacionales del interior) y FEBANCOOP (bancos cooperativos, casi todos del

interior).<sup>8</sup> Al no regir un único salario para categorías homogéneas de trabajo, la variación del salario promedio en parte refleja diferencias de costos laborales. Como las cámaras que agrupan a los bancos grandes que pagan mayores salarios concentran su operatoria en la Capital Federal, se debería observar una correlación negativa con la variable INTE.

Respecto a la variable precio del capital, los datos de inmobiliarias sobre alquileres en la Capital Federal y el resto del país llevan a esperar que PCAP sea menor en el interior, por lo que la correlación con la localización geográfica también debería ser negativa.

Cuando se computa la correlación entre la variable INTE y las variables SAL y PCAP, efectivamente resulta ser en ambos casos fuertemente negativa.

**Correlación entre localización y precios de factores**  
- en % -

Salario	-66,33
Precio del capital	-65,62

Nota: todas las variables se miden en logaritmos naturales.

Se efectuó una regresión que incluía el precio de los factores, después de imponer la restricción de homogeneidad de grado uno en estos precios, tomando como variable dependiente a  $\ln(C/SAL)$  y como variable explicativa a  $\ln(PCAP/SAL)$ , para verificar la influencia de los

<sup>8</sup>Además, están los convenios con los bancos públicos nacionales (incluido el Banco Ciudad de Bs. As.), y pactos individuales al margen de los convenios para los bancos públicos provinciales.

precios de los factores. La variable INTE cambia de signo, lo que pone de relieve que estaba captando diferencias en el precio medio de los factores de producción para distintas entidades en el interior y en la Capital. Sin embargo, las variables de precios de factores no resultaron satisfactorias, ya que cuando se incluyen términos cuadráticos no se cumplen las condiciones de segundo orden respecto a concavidad de la función de costos. En consecuencia, es necesario construir series de precios de factores más depuradas, por lo que estas regresiones con precios de factores no se reproducen aquí.

Volviendo a la ecuación (7), se pueden computar las elasticidades con respecto al nivel de utilización y al número de casas, como en la subsección anterior. Los resultados son bastante similares: la elasticidad con respecto al nivel de utilización (0,807) es menor que la elasticidad con respecto a casas (0,974), ambas evaluadas a sus valores medios.

La elasticidad con respecto a casas no es significativamente diferente a uno, lo que implica<sup>1</sup> que las economías de escala tienen que ver básicamente con un mayor nivel de utilización de la capacidad instalada. Esto cuadra con la experiencia en la Argentina a partir del plan de Convertibilidad, cuando la remonetización estuvo acompañada de una persistente y continua caída de los costos operativos medios. Parte de esto se puede explicar por mejoras tecnológicas a lo largo del tiempo, pero la evidencia recogida aquí con datos de corte transversal apunta claramente al aumento del nivel de utilización de la capacidad instalada como una parte sustancial de esta historia. Como el nivel de actividad del sistema bancario depende del grado de monetización de la economía, y éste a su vez depende de la estabilidad macroeconómica, la eficiencia del sector es muy sensible a facto-

res cíclicos.

Aunque la variable *casas* se usó como una medida de escala, en los bancos minoristas cumple una función muy diferente a lo bancos mayoristas, ya que los primeros dependen críticamente de las sucursales para captar recursos prestables, mientras el nivel de actividad de los segundos no depende de su red de sucursales. Por tanto queda pendiente estratificar los bancos privados, para agruparlos en categorías más homogéneas que permitan controlar por estas diferencias.

#### 4. Conclusiones

Este estudio enfoca el comportamiento de los costos operativos en los bancos privados de la Argentina, con un análisis de corte transversal.

Se discuten primero los factores relevantes para estimar la función de costos operativos. Se construye y prueba una medida flujo de producto bancario, afín al concepto de valor bruto de producción en las cuentas nacionales. Esta medida se comporta mejor para explicar los costos que otras medidas más restringidas que no captan los ingresos por servicios sino principalmente la operatoria más tradicional de préstamos y depósitos.

Además, se analiza la descomposición de los efectos de escala en sus dimensiones de tamaño medio de operatoria, nivel de utilización y plantas.

La descomposición de los efectos escala de la operatoria tradicional en tamaño medio de cuentas y número de cuentas sugiere que los costos aumentan menos cuando la operatoria tradicional se expande vía un aumento del tamaño medio de las operaciones, en lugar de vía el número de cuentas.

Esto confirma los resultados de Rivas (1984). Sin embargo, no poseemos una variable similar de tamaño medio de la actividad de servicios, por lo que no es posible extender este análisis a la actividad total de los bancos.

Cuando la actividad total del banco se abre en nivel de utilización y número de plantas, surge que los costos aumentan menos si la actividad se expande aumentando el nivel de utilización. Cuando se da un incremento en el número de casas bancarias, la elasticidad de los costos operativos es aproximadamente unitaria. Esto es para nosotros una señal de la existencia de capacidad ociosa para el conjunto de bancos considerados. Esta descomposición en nivel de utilización y casas es consistente con la percepción de Santibañez (1975) de que un coeficiente positivo del número de casas, en una regresión que incluía además el nivel de producto, marcaba la existencia de capacidad ociosa.

Este fenómeno de existencia de capacidad ociosa es usualmente descrito como el hecho de que el sistema bancario argentino está "sobreeexpandido". Creemos que la presente interpretación es más natural, sobre todo en un sector como el bancario que es uno de los más sensibles a las fluctuaciones cíclicas de origen macroeconómico.

Se incluyó en la función de costos una variable para controlar por la localización geográfica en la Capital o el interior. Esta variable resultó ser significativamente negativa. Esto en principio se explica por precios de los insumos trabajo y capital físico que son en promedio menores en el interior del país. Sin embargo, los precios medios que construimos reflejan también diferencias de calidades, por lo que haría falta construir variables depuradas que capten las diferencias de precios para categorías homogéneas de trabajo y capital.

Como extensión, queda estimar una función translogarítmica utilizando una medida de producto desagregada en operatoria financiera y operatoria de servicios. Se debería continuar trabajando para poder construir indicadores que reflejen mejor los distintos tipos de productos que ofrecen los bancos.

También resta estimar una función de costos por grupo homogéneo de bancos mayoristas y minoristas, para controlar por las diferencias entre ambos grupos.

#### **Anexo 1: Base de datos**

La fuente de información es el balance de saldos de las entidades financieras e información complementaria. Para todas las variables se calculó el promedio de los meses de agosto, octubre y diciembre 1992 y febrero de 1993. Los datos corresponden a los 121 bancos privados que quedan después de eliminar los casos con información incompleta, con ingresos financieros netos negativos (no se puede computar log) y dos observaciones extremas.

Las variables físicas, a saber personal, casas (sucursales + casa central), y total de cuentas (número de cuentas de depósitos y de préstamos), son todas variables stock. Las variables monetarias stock, préstamos, depósitos y operatoria tradicional (préstamos + depósitos), están referidas a saldos a fin de mes.

Las variables monetarias flujo se calculan como la diferencia entre el saldo de un mes y el anterior, ajustando el saldo del mes anterior por el índice de precios al por mayor nivel general. Estas variables se describen a continuación:  
-costos operativos: comprenden remuneraciones, cargas sociales, indemnizaciones, servicios al personal, servicios contratados, honorarios, segu-

ros, alquileres, impuestos (excluidos ingresos brutos y ganancias), amortización y depreciación de bienes inmuebles.

-ingresos netos: resultado neto más cargos por incobrabilidad más costos operativos.

-ingresos financieros netos: son los resultados financieros, es decir la diferencia entre ingresos y egresos financieros.

-ingresos por servicios: comprenden comisiones vinculadas con obligaciones, créditos, valores mobiliarios, garantías otorgadas, cajas de seguridad, otros, y operaciones con el exterior.

En cuanto a los insumos productivos, el salario medio es el cociente entre costo laboral y cantidad de personal (el costo laboral está dado por remuneraciones, cargas sociales, indemnizaciones y gratificaciones al personal, representación, viáticos y movilidad y servicios al personal). El precio del capital es el cociente entre gastos de capital y número de casas (los gastos de capital son la suma de alquileres, depreciación, servicios públicos, y gastos de mantenimiento).

La variable de localización en el interior es la proporción de préstamos al interior (excluye Capital Federal) sobre el total. A diferencia de las demás, esta variable se construyó con datos de setiembre de 1991.

## Estadísticas de las firmas bancarias - valores originales

	media	mínimo	perc. 25	mediana	perc. 75	máximo
Personal	467	6	108	233	544	4002
Casas	19	1	2	8	25	169
Cuentas activas y pasivas	49222	18	2786	18813	46648	425908
Préstamos*	144547	235	30066	59910	108515	1432996
Depósitos*	121966	199	20013	45531	107102	1207573
Operatoria tradicional*	266514	434	52385	103727	223402	2640569
Costos operativos*	2078	22	487	920	1852	20059
Ingresos netos*	2814	7	593	1367	2505	25550
Ingresos financieros netos*	1564	1	321	684	1487	15417
Ingresos por servicios*	1353	3	194	513	1356	13977
Costo salarial por empleado**	2	1	2	2	3	10
Costo del capital por casa**	32	3	9	16	32	236
Proporción de préstamos en interior***	0,50	0	0,01	0,54	0,97	1
Tamaño medio cuentas (op. trad./ctas)**	50	1	3	6	17	1614
Utilización (ing. netos/casas)**	308	7	81	145	308	2739
Costos medios (costos/ing. netos)***	0,81	0,30	0,69	0,77	0,87	3,17

\* en miles de pesos; \*\* en miles de pesos por unidad; \*\*\* en tanto por uno

## Estadísticas de las firmas bancarias - valores logarítmicos

	media	mínimo	máximo	desvío standard
Personal	5,48	1,79	8,29	1,19
Casas	2,06	0	5,13	1,41
Cuentas activas y pasivas	9,41	2,88	12,96	2,02
Préstamos	11,02	5,46	14,18	1,31
Depósitos	10,72	5,29	14,00	1,51
Operatoria Tradicional	11,61	6,07	14,79	1,34
Costos operativos	6,90	3,07	9,91	1,19
Ingresos netos	7,17	1,91	10,15	1,26
Ingresos financieros netos	6,51	0,01	9,64	1,45
Ingresos por servicios	6,21	1,10	9,55	1,50
Costo salarial por empleado	0,81	-0,14	2,32	0,42
Costo del capital por casa	2,91	1,16	5,46	1,00
Proporción de préstamos en interior	-2,35	-8,26	0	2,84
Tamaño medio cuentas (op.trad./ctas)	2,19	-0,03	7,39	1,55
Utilización (ing. netos/casas)	5,11	1,91	7,92	1,07
Costos medios (costos/ing. netos)	-0,26	-1,20	1,15	0,31

## Anexo 2: Notas econométricas

### 1. Costos totales y costos medios (sección 3.1)

La ecuación (2) da el valor estimado de los costos totales. La relación entre el valor original  $\ln C$  y las variables independientes, que son una constante,  $\ln Q$  y  $(\ln Q)^2$ , se puede expresar con algebra matricial como sigue, donde la variable  $u$  denota los residuos de la regresión:

$$y_{n+1} = X_{n+3} a_{3 \times 1} + u_{n+1}$$

Las dimensiones de las matrices están dadas por los subíndices, donde  $n$  es el número de observaciones. La estimación por mínimos cuadrados de los parámetros da  $a \equiv (X'X)^{-1} X'y$ , los coeficientes en la ecuación 2.

En la ecuación (3) se da el costo medio estimado. En este caso la variable dependiente es  $\ln(C/Q)$ , y la relación que se estima está dada por

$$y - Xc = Xb + v, \text{ donde } c \equiv \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \end{bmatrix}$$

La estimación de los parámetros por mínimos cuadrados arroja los mismos valores excepto por el coeficiente de  $\ln Q$ , que es ahora  $(a_2 - 1)$ .

$$b \equiv (X'X)^{-1}X'(y-Xc) = (X'X)^{-1}X'y - (X'X)^{-1}X'Xc = a - c$$

Los residuos en las estimaciones (2) y (3) son idénticos, como se puede ver a continuación, pero como la varianza de los costos totales es mucho mayor que la varianza de los costos medios, el  $R^2$  es mucho menor para la ecuación (3).

$$v \equiv (y-Xc) - Xb = (y-Xc) - X(a-c) = y-Xa \equiv u$$

## 2. Elasticidad escala aumentada (sección 3.4)

La ecuación (1\*) da el valor estimado de los costos totales cuando se incluyen sucursales. La relación entre  $\ln C$  y las variables independientes, que son una constante,  $\ln Q$  y  $\ln S$ , se puede expresar con algebra matricial como sigue, donde la variable  $u$  denota los residuos de la regresión:

$$y = Xa + u$$

La estimación por mínimos cuadrados de los parámetros da  $a \equiv (X'X)^{-1}X'y$ . Si se usa para casas bancarias una variable ortogonal a la constante y a  $\ln Q$ , a saber el residuo que resulta de restar la estimación  $\ln S \equiv c_1 + c_2 \ln Q$  de los valores originales de casas, se puede plantear la siguiente relación:

Como la matriz  $D$  se puede invertir,

Los residuos en ambas regresiones son idénticos,

$$y = (XD)b + v, \text{ donde } D \equiv \begin{bmatrix} 1 & 0 & -c_1 \\ 0 & 1 & -c_2 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$b \equiv ((XD)'XD)^{-1}(XD)'y = (D'(X'X)D)^{-1}D'X'y \\ = D^{-1}(X'X)^{-1}(D')^{-1}D'X'y = D^{-1}(X'X)^{-1}X'y = D^{-1}A,$$

$$\text{donde } D^{-1}A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & c_1 \\ 0 & 1 & c_2 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \end{bmatrix}$$

como se comprueba fácilmente.

$$v \equiv y - (XD)b = y - Xa \equiv u$$

La elasticidad ampliada definida en el texto es exactamente el coeficiente  $b_2 = a_2 + a_3 c_2$  que tiene el producto en la regresión usando una variable ortogonalizada para casas. Asimismo, como en las estimaciones por mínimos cuadrados los coeficientes de las primeras  $J$  variables no se alteran si se agrega una variable  $J+1$  que es ortogonal a todas las anteriores, el coeficiente de  $\ln Q$  en la regresión univariada capta el efecto total dado por  $b_2$ .

## REFERENCIAS

BROWN, R.; Caves, D.; Christensen, L. (1979), "Modelling the structure of cost and production for multiproduct firms", Southern Economic Journal, núm. 46, julio.

CLARK, Jeffrey A. (1988), "Economies of scale and scope at depository financial institutions: a review of the literature", Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, septiembre-octubre.

DELFINO, Jose (1990), "Economías de escala y de producción conjunta en el sistema bancario argentino", XII jornadas de economía monetaria y sector externo, BCRA, septiembre.

FELDMAN, Ernesto V. (1977), "Una reseña sobre costos y economías de escala en la actividad bancaria", Serie de estudios técnicos, CEMYB, BCRA, noviembre.

FELDMAN, Ernesto V. (1978), "Costos bancarios: estimaciones mediante análisis de corte transversal y series de tiempo", Serie de estudios técnicos, CEMYB, BCRA, abril.

FULLER, Wayne A. (1962), "Estimating the reliability of quantities derived from empirical production functions", Journal of Farm Economics, vol. 44, núm. 1, febrero.

LOPEZ, Beatriz, Jorge M. STREB -coordinadores- et al. (1993), "Convertibilidad y sistema financiero", mimeo, BCRA, septiembre.

MESTER, Loretta J. (1987), "A multiproduct cost

study of savings and loans", Journal of Finance, vol. 42, núm. 2, Junio.

MONTEVERDE, Ernesto H., Ernesto Feldman -coordinadores- et al.(1979), "Estimación del producto bruto a precios constantes del sector entidades financieras", Serie de trabajos metodológicos y sectoriales, Gerencia de Investigaciones Económicas, BCRA, junio.

MURRAY, John D., WHITE, Robert W. (1983), "Economies of scale and economies of scope in multiproduct financial institutions: a study of British Columbia Credit Unions", Journal of Finance, vol. 38, núm. 3, Junio.

RIVAS, Carlos G. (1984), "Costos bancarios, producción múltiple y rendimientos a escala", Serie de estudios técnicos, CEMYB, BCRA, septiembre.

SANTIBAÑES, Fernando de (1975), "Estimación de funciones de costos bancarios", Serie de estudios técnicos, CEMYB, BCRA, noviembre.

## UNA FUNCION DE COSTOS PARA LA INDUSTRIA BANCARIA

## RESUMEN

En este trabajo se estudian los costos operativos en la industria bancaria con una función translogarítmica, trabajando con el subconjunto de bancos privados en la Argentina. Se construye una medida de producto agregado más amplia que las medidas usadas anteriormente, afín al valor bruto de producción en las cuentas nacionales. A partir de los estudios previos, se descomponen los efectos a escala en varias dimensiones: tamaño de operaciones, nivel de utilización de la capacidad instalada y número de plantas. Se analiza también la influencia de la localización geográfica, relacionándola con diferencias en los precios de los insumos.

## A COST FUNCTION FOR BANKING INDUSTRY

## SUMMARY

In this paper we use a translog function to study the operating costs of the banking industry, taking the subset of private banks in Argentina. A measure of aggregate product that is broader than the measures used before is constructed, which is akin to the gross value of production in the national accounts. Building on earlier studies, economies of scales are decomposed into various dimensions: size of operations, utilization level and number of plants. The influence of geographic location is also analyzed, relating it to differences in the price of inputs.