



Universidad de San Andrés

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Una función de costos para la industria bancaria

L.D´Amato-B.López
F.Penas-J.Streb
Banco Central de la República Argentina

CICLO DE SEMINARIOS 1994
Cuaderno 19/94

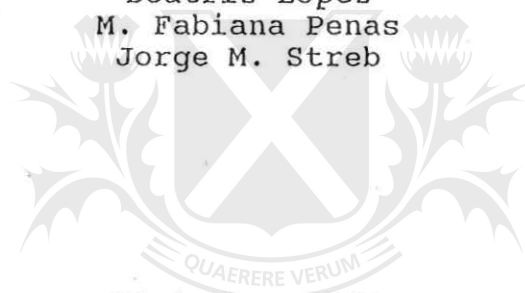
Día: Martes 23 de agosto

9:00 hs.



Una función de costos
para la industria bancaria

Laura D'Amato
Beatriz López
M. Fabiana Penas
Jorge M. Streb



Diciembre 1993
Estudios económicos
BCRA

Universidad de
San Andrés

Resumen. En este trabajo se busca explicar con métodos econométricos el comportamiento de los costos operativos en la industria bancaria, trabajando con el subconjunto de bancos privados. Se construye una nueva medida de producto agregado, más amplia que las medidas usadas anteriormente. A partir de los aportes efectuados por los estudios previos para la Argentina, se descomponen los efectos a escala en la influencia de varios factores: tamaño de operaciones, nivel de utilización de la capacidad instalada y número de plantas. Se analiza también la influencia en los costos de la localización geográfica y de los precios de los insumos.

Una función de costos para la industria bancaria¹

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. En esta primera etapa se restringió el estudio a los datos correspondientes a los bancos privados, que constituyen un subgrupo relativamente homogéneo dentro del universo de entidades financieras.

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-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, cuestión que abordamos en otro trabajo. 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 proseguir con 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 aportes efectuados por los estudios previos para la Argentina. Por último, 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

¹Agradecemos los valiosos comentarios de Carlos Rivas y Marta Buraschi recibidos en la presentación de este trabajo en la XXVIII Reunión de la AAEP y las críticas y sugerencias de Pedro Pou. También agradecemos la colaboración de Ana Mangialavori tanto en la elaboración de la base de datos como en la interpretación de la información contable.

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.

Es de destacar, sin embargo, que 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, que no será analizado en este trabajo que intenta estimar los costos operativos del sistema.

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? Primero, 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 analizar 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. Trabajamos con medidas agregadas de producto.

Se exploraron primero las distintas medidas agregadas de producto para determinar cuál de ellas capta más adecuadamente la operatoria total de la firma bancaria, encontrando que una medida flujo de ingresos es preferible a medidas más restringidas. Luego se investigó qué otras variables pueden ser relevantes para explicar el comportamiento de los costos operativos.

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 ⁿ
Buraschi (1971)	Desagregado: préstamos y depósitos	Log	ⁿ <1: bancos privados capital y extranjeros ⁿ =1: bancos privados interior y públicos
Santibañes (1975)	Desagregado: depósitos, aceptaciones, ingresos y egresos operaciones externas	Cuadrática (bancos interior: log)	ⁿ <1: cuatro categorías de bancos mencionadas
Feldman (1978)	Agregado: préstamos y depósitos, aceptaciones, giros y créditos importación-exportación	Log	ⁿ <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	ⁿ =1: total bancos ⁿ =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, 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 óptima.

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

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

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".²

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

²Santibañez (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.

las cuentas nacionales en la Argentina.³

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

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

(2,16) (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 correcta.

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

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

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

La elasticidad escala, evaluada al valor medio de $\text{ln} Q = 7,16$, es de 0,929. La existencia de rendimientos constantes a escala se rechaza al 1% de probabilidad (el valor del estadístico t es -3.66).⁴

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 indica que el sistema en promedio se encuentra operando a una escala menor a la óptima.

Si se toma como variable dependiente a los costos medios en lugar de los costos totales, se elimina el fuerte efecto de la

³En 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).

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

correlación positiva entre niveles de ingresos y de costos que automáticamente asegura un R^2 muy alto. El coeficiente de $\ln Q$ es ahora a_2-1 .⁵

$$(3) \ln(C/Q) = 1,830 - 0,528 \ln Q + 0,064 \frac{(\ln Q)^2}{2} + e \quad R_c^2 = 0,21$$

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

En el gráfico uno se presenta la función de costos medios para todo el sistema.

3.2. Elasticidades a escala con medidas alternativas de producto

La ventaja de usar ingresos netos como variable explicativa es que es la medida más amplia de las actividades bancarias, incluyendo 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 (es decir, si existen importantes 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.

⁵Ver anexo 2, punto 1.

$Q = \text{préstamos:}$

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

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

$Q = \text{operatoria tradicional:}$

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

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

$Q = \text{número de cuentas:}$

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

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

Los resultados muestran que la variable número de cuentas tiene un menor poder explicativo. Para las medidas de producto monetarias, sean de flujo o stock, el grado de ajuste no difiere tan marcadamente, aunque en la estimación que utiliza la variable ingresos netos (regresión 2), 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 nexo 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.

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

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).⁶

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.

$$\begin{aligned}
 (4) \ln C = & -0,788 + 0,461 \ln CTAS + 0,042 \frac{(\ln CTAS)^2}{2} \\
 & (-0,72) \quad (2,34) \quad (2,33) \\
 & + 0,520 \ln TAM + 0,061 \frac{(\ln TAM)^2}{2} + 0,001 \ln CTAS \ln TAM + e \\
 & (1,86) \quad (1,30) \quad (0,06) \\
 R_c^2 = & 0,93
 \end{aligned}$$

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

⁶Si 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 $\ln CTAS * \ln TAM$.

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 intermediación 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.

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

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

$$R_c^2 = 0,92$$

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 η 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.⁷

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

(5,08) (31,93) (5,88)

$$\text{Ln}S = -3,459 + 0,770 \text{Ln}Q + \epsilon \quad R_c^2 = 0,47$$

(-6,38) (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.

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

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,

⁷Ver anexo 2, punto 2.

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.

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

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 $a_3 > 0$. 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.⁸

3.5. Incorporación de precios de factores en la función de costos

En las subsecciones anteriores se discutieron medidas alternativas de producto y se analizaron los efectos a escala en sus diversos componentes, sin tocar el tema de los precios de los factores. Sin embargo, en la medida que, en un momento del tiempo, diferentes entidades enfrenten diferentes precios, la combinación de insumos que elijan va a variar. Si no hay demasiada variación de precios en un momento dado y en un lugar dado para un factor homogéneo, una primera aproximación es ignorar los precios de factores. Sin embargo, 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, construida como la proporción de préstamos en el interior (es decir, excluida 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 (no reportamos esta regresión aquí). Esto es interesante, 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%, lo que está asociado a un menor nivel de utilización de la capacidad instalada en el interior). 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 la variable de localización haya resultado negativa lleva a mirar a los precios de capital y trabajo, para ver si hay diferencias relevantes según la localización geográfica. La principal limitación es que no se cuenta con datos para categorías homogéneas de trabajo y capital.

⁸La 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.

Como primer paso, se construyeron dos variables para representar el precio del trabajo, SAL, y el precio del capital, PCAP. La variable SAL es un salario promedio en cada entidad financiera, obtenida dividiendo el costo laboral por el número de empleados. La variable PCAP, que representa costos de infraestructura física, es el cociente entre gastos de capital y número de casas bancarias. Los gastos de capital se construyeron tomando en cuenta lo sugerido por Mester (1987), p. 427. La principal diferencia con Mester es que para arribar a un precio del capital ella divide los gastos de capital por el volumen de depósitos, mientras que el criterio seguido en este trabajo fue dividirlo por el número de casas bancarias, lo que parece más apropiado para calcular un precio promedio del capital físico.

En cuanto a la interpretación de la variable de salarios, como es un promedio por entidad, puede reflejar tanto diferencias de precios para una misma calidad de trabajo como 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).⁹ Al no regir un único salario para categorías homogéneas de trabajo, la variación del salario promedio en parte refleja precisamente diferencias de costos laborales, por lo que los salarios pueden diferir para un mismo lugar, según la cámara empresaria de que se trate. Sin embargo, las cámaras que agrupan a los bancos grandes que pagan mayores salarios concentran su operatoria en la Capital Federal, por lo se debería observar una correlación negativa con la variable INTE.

Respecto a la variable precio del capital, es razonable esperar que los costos de alquileres, depreciación, etc., en la Capital Federal sean mayores que en el resto del país, por lo que la relación con la localización geográfica es directa.

El segundo paso fue computar la correlación entre la variable INTE y las variables SAL y PCAP. En ambos casos la correlación resultó fuertemente negativa.

⁹Además, 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.

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.

Por tanto, la variable INTE en parte está captando la influencia de las variables de precios de insumo que se han omitido. Se efectuó una regresión que incluye el precio de los factores, después de imponer la restricción de homogeneidad de grado uno en estos precios. Por tanto, se realizó regresión tomando como variable dependiente a $\ln(C/SAL)$, y como variable explicativa a $\ln(PCAP/SAL)$. El resultado imponiendo esta restricción es

$$\begin{aligned}
 (7) \ln C &= 2,360 + 1,025 \ln S - 0,039 \frac{(\ln S)^2}{2} \\
 &\quad (6,11) \quad (9,90) \quad (-1,69) \\
 &\quad - 0,050 \ln UT + 0,068 \frac{(\ln UT)^2}{2} + 0,008 \ln UT \ln S \\
 &\quad (-0,34) \quad (2,50) \quad (0,51) \\
 &\quad + 0,018 \ln INTE + 0,509 \ln SAL + 0,491 \ln PCAP + e \\
 &\quad (1,94) \quad (10,22) \quad (9,87)
 \end{aligned}$$

$R_c^2 = 0,97$

El coeficiente de PCAP es altamente significativo, por lo que el menor costo promedio de los bienes de capital en el interior es relevante en la estructura de costos. También es significativa la variable de salarios SAL. 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.

La elasticidad con respecto al nivel de utilización baja drásticamente una vez que se introducen los precios de los factores, ya que arroja un valor de 0,314, lo que claramente indicaría una amplia capacidad ociosa. La elasticidad con respecto al número de plantas tiene un valor de 0,986 (no significativamente distinto de 1 al 5%).¹⁰

4. Conclusiones

Este estudio enfoca el comportamiento de los costos operativos

¹⁰El signo negativo del coeficiente de $(\ln S)^2$ indica que la función de costos no tiene un mínimo, sino un punto de ensilladura. Sin embargo dicho coeficiente no es significativamente distinto de cero al 5%.

en los bancos privados de la Argentina, con un análisis de corte transversal.

Se discute 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. Esta descomposición 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, confirmando 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 del Banco.

También surge que los costos aumentan menos si la actividad se expande aumentando el nivel de utilización que a través de un incremento del número de casas bancarias, respecto de la cual la elasticidad es aproximadamente unitaria. Se interpreta esto como señal de la existencia de capacidad ociosa para el conjunto de bancos considerados.

Se construyen series de precios medios de los insumos trabajo y capital físico. Estos precios resultan altamente significativos como factores explicativos, siendo en promedio menores en el interior del país.

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, en base a la información de los balances, indicadores que reflejen mejor los distintos tipos de productos que ofrecen los bancos.

También nos queda estratificar los bancos en mayoristas y minoristas, para aislar las diferencias tecnológicas que encierra la variable casas, estimando funciones homogéneas para cada grupo de bancos.

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, seguros, 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:

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

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:

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

Como la matriz D se puede invertir,

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

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

Los residuos en ambas regresiones son idénticos, como se comprueba fácilmente.

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

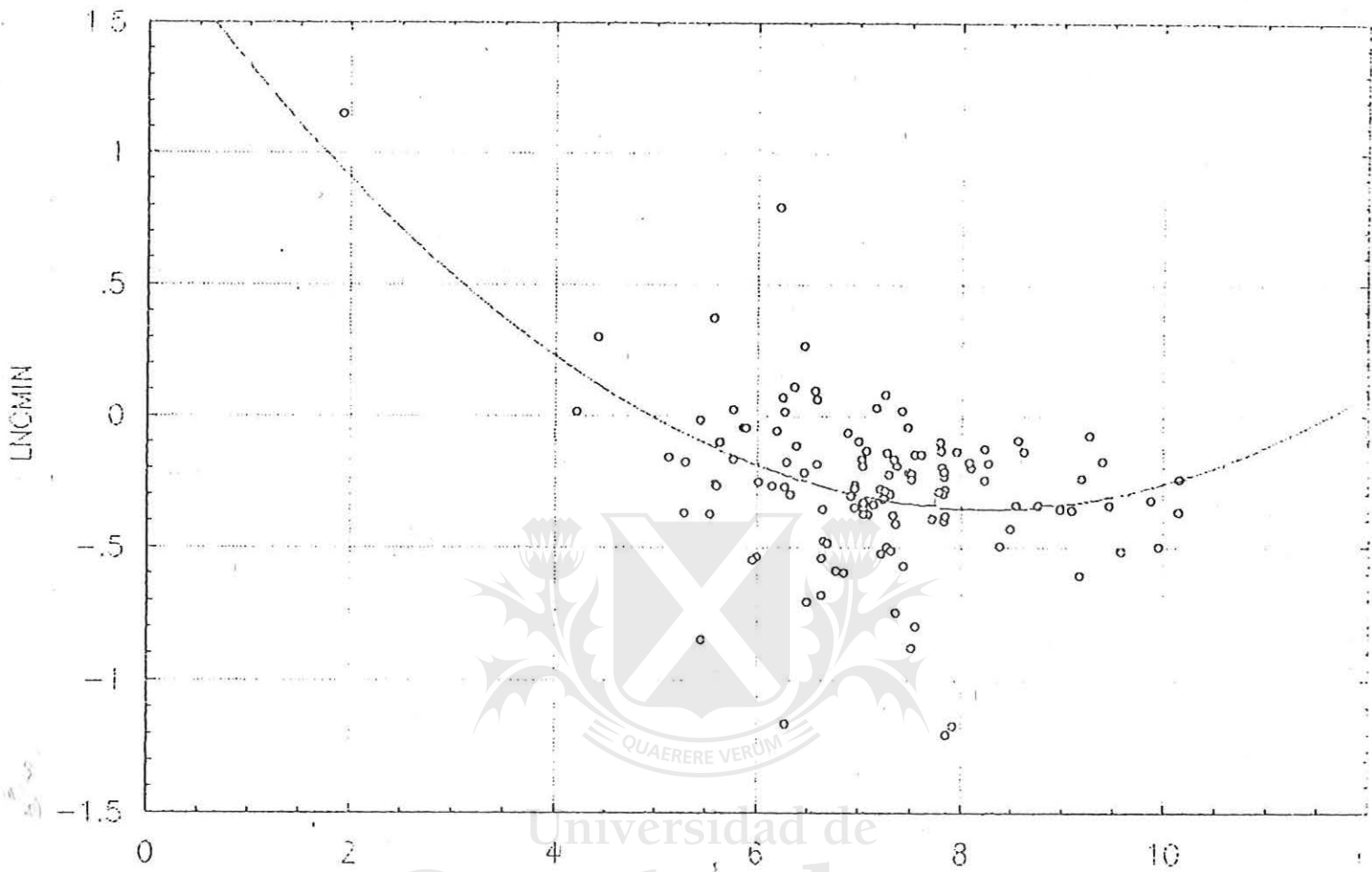
La elasticidad ampliada definida en el texto es exactamente el coeficiente $b_2 = a_2 + a_3 c_2$ que tiene el producto en la regresión usando una variable ortogonalizada para casas. Asimismo, como en las estimaciones por mínimos cuadrados los coeficientes de las primeras J variables no se alteran si 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, José (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.
- López, 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.

$$y = 0.510 - 0.523x + 0.032x^2$$

Funcion de costas media



Universidad de
San Andrés

LNIN