

SERIE ORIGINAL

Documentos de Trabajo 1996 | 1

---

Ineficiencia X en la banca privada  
argentina: su importancia respecto de  
las economías de escala y las  
economías de producción conjunta

Astrid Dick  
BCRA

---

Septiembre de 1996



*ie* | BCRA

Investigaciones Económicas  
Banco Central  
de la República Argentina

**INEFICIENCIA X EN LA BANCA PRIVADA ARGENTINA: SU  
IMPORTANCIA RESPECTO DE LAS ECONOMÍAS DE ESCALA Y  
ECONOMÍAS DE PRODUCCIÓN CONJUNTA**

Astrid Dick  
Banco Central de la República Argentina  
Documento de Trabajo no. 1

Septiembre 1996\*

\* Las opiniones expresadas en el presente trabajo son de la autora y no necesariamente representan las del Banco Central de la República Argentina. La autora agradece especialmente a Andrew Powell por su extensa colaboración en la globalidad del trabajo. Asimismo, agradece a

Gabriel Lopetegui, Miguel Kiguel, Agustín Villar, Verónica Balzarotti y Laura D'Amato por sus constructivos comentarios. Cualquier error, sin embargo, es responsabilidad de la autora.

## INDICE

Introducción	1,00
I. Costos medios de la banca privada en Argentina	2,00
II. Hallazgos en materia de eficiencia	3,00
i. Economías de escala	3,00
ii. Economías de diversificación	6,00
iii. Eficiencia X	7,00
III. Métodos de estimación de ineficiencia X	8,00
IV. Thick Frontier Approach	9,00
i. Modelo de estimación	9,00
ii. Datos	11,00
iii. Medidas de ineficiencia	12,00
iv. Resultados empíricos sobre eficiencia X	13,00
V. Economías de escala y de diversificación, vis à vis ineficiencia X	14,00
VI. Formas metodológicas alternativas para la aplicación de TFA	18,00
i. División de grupos en bancos minoristas y mayoristas	18,00
ii. División de bancos mayoristas en nacionales y extranjeros	20,00
iii. Adición de otro producto bancario	21,00
Conclusiones	22,00
Anexo I	24,00
Anexo II	25,00
Anexo III	25,00
Anexo IV	26,00
Bibliografía	32,00

## Introducción

En el análisis de los costos de cualquier industria existen particularmente dos elementos relevantes: la eficiencia operativa y las características tecnológicas de la producción respecto al volumen y a la variedad de productos. Si una firma competitiva es maximizadora de beneficios, obligatoriamente minimiza sus costos, y por lo tanto debe estar capacitada para explotar todas las fuentes de eficiencia que intervienen en la disminución de éstos. Por un lado, la firma debe utilizar los insumos en proporciones y cantidades óptimas dado un nivel de producción. En la literatura de costos bancarios esta fuente de disminución de costos es conocida como eficiencia X. Adicionalmente, para ser eficiente desde el punto de vista tecnológico, la firma debe operar con un tamaño óptimo con el fin de explotar las economías de escala existentes, así como ofrecer la diversidad de productos adecuada para aprovechar las economías de producción conjunta, si éstas existen.

El objetivo fundamental del presente trabajo es obtener una estimación de los niveles de ineficiencia X correspondientes a la banca privada argentina. En segundo lugar, se pretende analizar la existencia de economías de escala y economías de producción conjunta o diversificación. Tanto en la Argentina como en Estados Unidos se ha investigado en forma abundante la existencia de economías de escala y economías de diversificación, si bien estas últimas son menos profusas [ver Streb y D'Amato (1995), D'Amato et al. (1994), Delfino (1990), Rivas (1984), para el caso argentino; para el caso estadounidense ver Hunter y Timme (1995), Ferrier et al. (1993), Humphrey (1990), Clark (1988), Mester (1987), Berger, Hanweck, et al. (1987), Hunter y Timme (1986), Gilligan et al. 1984]. La eficiencia X ha sido estudiada en otros países en varias ocasiones [Tannenwald (1995), Bauer et al. (1993), Berger y Humphrey (1991), Ferrier y Lovell (1990), Evanoff e Israilevich (1990); ver Berger y Humphrey (1995), para un compendio de varios países], mientras que en Argentina sólo Buraschi y Valinotti (1995) y Rivas y Vicens (1994) obtienen estimaciones, ambos aplicando una metodología paramétrica tradicional<sup>1</sup>. En general, los resultados de los estudios internacionales indican que la ineficiencia proveniente del uso subóptimo de insumos domina a las economías de escala y de producción múltiple. Puntualmente, el estudio de Berger y Humphrey (1991) deriva en estos resultados a través de la aplicación de la metodología conocida como "Thick Frontier Approach," que se aplica en forma similar en el presente trabajo.

El trabajo comienza con una descripción de los costos medios y de los hallazgos en materia de eficiencia para la Argentina y otros países. A continuación, se describen los diferentes enfoques

---

<sup>1</sup> La autora no tiene conocimiento acerca de la existencia de otro trabajo a la fecha de escritura.

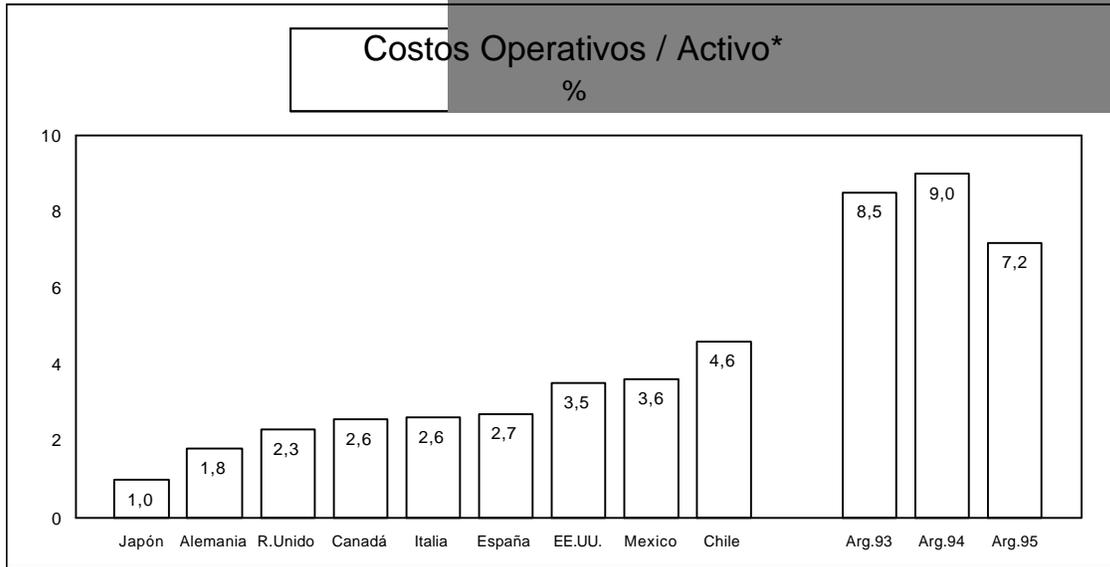
y los métodos más avanzados que se utilizan en la medición de ineficiencia X en la actualidad. Luego se procede a aplicar el método TFA para la industria bancaria en la Argentina, finalizando con estimaciones de las economías de escala y diversificación.

Los resultados hallados indican ineficiencias X para el sector de la banca privada argentina de alrededor del 71% para el período enero1992-junio1993, y del 57% para el período de julio1993-diciembre1994. Estos niveles de ineficiencia significan que los costos medios estimados de los bancos más ineficientes están en un 71% y 57% por encima de los costos medios estimados de los bancos más eficientes, para el primer y segundo período estudiado respectivamente. En comparación a las estimaciones halladas en varias oportunidades para la banca estadounidense, el nivel de ineficiencia relativa presente en los bancos argentinos es alrededor del doble que la de los bancos en Estados Unidos. Las elasticidades de escala indican la existencia de retornos crecientes en la industria, si bien su magnitud es menor respecto de la ineficiencia X, mientras que se hallan, en general, economías de producción múltiple globales, pero no específicas.

### **I. Costos medios de la banca privada en Argentina**

Al comparar el sistema bancario argentino con el de otros países, se destaca claramente que sus niveles de costos medios están muy por encima de aquellos correspondientes a varios países desarrollados, y otros como México y Chile (Gráfico 1). Adicionalmente, los costos medios de la banca privada argentina muestran una fuerte dispersión. En particular, los costos totales, que incluyen tanto los costos operativos como los costos financieros, en términos del activo, presentan un rango enorme de dispersión, como se puede ver en el gráfico 2. Es interesante notar que la cola de la distribución que concentra a los bancos con mayores costos totales medios, ha disminuido progresivamente a lo largo del período 1992-1994, con varianzas cada vez menores, indicando que si bien la dispersión es importante, existe una tendencia a la homogeneización de los bancos en relación a sus costos medios.

ráfico 1.

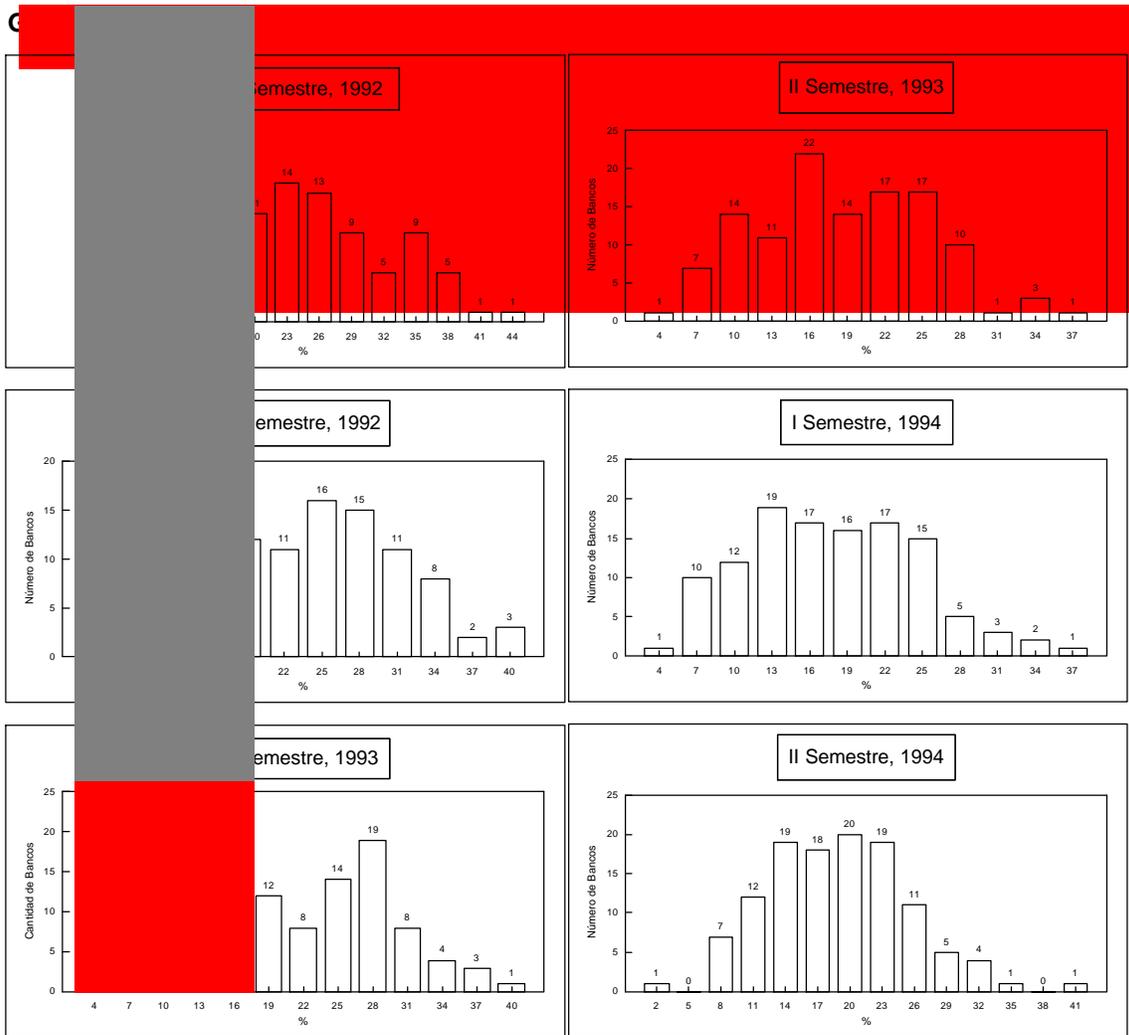


\*Datos acumulados para la banca comercial, con excepción de Argentina que sólo incluye a la banca privada.  
Datos a dic.93, con excepción de EE.UU. y Chile (dic.95).  
Fuentes: BCRA; OECD; Superint. de Bancos e Inst. de Chile; Federal Reserve.

Dado que los costos medios de los bancos argentinos son muy superiores respecto a los correspondientes para otros países, y que existe una fuerte dispersión dentro de la industria bancaria, es interesante estudiar en más detalle la eficiencia del sector. El análisis de los costos debería responder las siguientes preguntas:

- i. ¿Existen desvíos de uno o varios bancos respecto de la estimación de la frontera de costos mínimos (ineficiencia X)?
- ii. ¿Existen economías de escala, o sea, eficiencia de operar con el tamaño óptimo?
- iii. ¿Existen economías de producción conjunta, o sea, eficiencia proveniente de la producción de un mix de productos determinado?

El presente trabajo intenta responder estas tres preguntas.



\*Costo Total = Gastos Adm. (sin impuestos)+Egr.Serv.+Egr.por Intereses.

## II. Hallazgos en materia de eficiencia

A continuación se describen los hallazgos más importantes que han tenido lugar en la literatura de costos bancarios, con el fin de establecer un marco de análisis apropiado.

### II.i. Economías de escala

La presencia de economías de escala en la industria ha sido analizada en varias oportunidades en Argentina e intensamente en el plano internacional. Las conclusiones no han sido definitivas, pero los hallazgos permiten, en general, rechazar la hipótesis que postula la existencia de economías a escala globales, si bien se encuentran economías crecientes para variables específicas, como por ejemplo, la presencia de economías por tamaño de clientes y utilización de sucursales.

a. Resultados empíricos para la Argentina (ver Tabla 1)

D'Amato et al. (1994), en un trabajo que considera al conjunto de bancos privados de la Argentina, hallan leves economías de escala, que indicarían que el sistema financiero se encuentra operando a una escala menor a la que minimiza los costos medios. La descomposición de los efectos escala de la operatoria tradicional bancaria indica que los costos aumentan menos cuando esta operatoria se expande vía un aumento del tamaño medio de las operaciones, en lugar de vía el número de cuentas. Asimismo, cuando la actividad total del banco se abre en nivel de utilización y número de plantas, surge que los costos aumentan menos que proporcionalmente si la actividad se expande aumentando el nivel de utilización, lo que indica la existencia de capacidad ociosa.

En un trabajo subsiguiente, sin embargo, Streb y D'Amato (1995), trabajando en base a bancos minoristas, plantean que, si bien las estimaciones de costos bancarios encuentran en general curvas de costos medios en forma de "U", este resultado puede ser consecuencia de la presencia de factores fijos en el corto plazo, mientras que en el largo plazo la curva de costos medios es plana, o sea, los rendimientos a escala son constantes. Al utilizar en las estimaciones el producto corriente de los bancos, es esperable obtener resultados que indiquen que inicialmente los costos aumentan menos que proporcionalmente, debido a la existencia de capacidad ociosa, mientras que más allá de la utilización plena los costos crecen más que proporcionalmente, porque el o los factores fijos no pueden ser ajustados de manera óptima en el corto plazo<sup>2</sup>. En cambio, en el largo plazo, al no existir las limitaciones que imponen los factores fijos en el corto plazo, Streb y D'Amato arguyen que las curvas de costos medios son probablemente constantes o planas. Por lo tanto, lo observado en las estimaciones estaría más relacionado con una cuestión de subutilización en el corto plazo que con la existencia de economías de escala y el producto permanente de los bancos.

Delfino (1990) encuentra que el sistema financiero argentino opera con economías de escala "globales," o sea, los costos de producción aumentan en menor proporción al aumentar todos los productos en forma conjunta. Al separar al conjunto de bancos por tamaño, en terciles, los resultados indican la presencia de economías a escala para los bancos grandes, mientras que para los bancos medianos se hallan rendimientos constantes, y rendimientos decrecientes para los bancos pequeños<sup>3</sup>. Las economías de escala específicas, o sea, la variación en costos debido a un

---

<sup>2</sup> El uso de la función de costos translogarítmica, popular en la literatura de costos bancarios debido a su mayor flexibilidad, posiblemente tiende a exacerbar los hallazgos de (des)economías escalares debido a la simetría de la curva de costos medios, vis à vis la tradicional Cobb-Douglas.

<sup>3</sup> Los resultados para el segmento de los bancos pequeños no son concluyentes debido a

aumento en un sólo producto bancario, muestran, en general, ser más importantes que las globales, señalando que el sistema bancario opera con costos unitarios decrecientes.

Rivas (1984) no encuentra la existencia de economías o deseconomías de escala en lo referente al aspecto físico de la producción, o sea, al aumentar uno o todos los niveles de los diferentes productos bancarios, los costos aumentan en forma proporcional. En cambio, Rivas halla rendimientos crecientes en la variable tamaño de cuenta (representada por el cociente entre el saldo en pesos de cada tipo de operatoria y la cantidad de cuentas correspondientes).

Los trabajos anteriores para la industria bancaria argentina encuentran, en general, elasticidades a escala de los costos operativos menores a uno, pero de muy pequeña magnitud. Entre ellos se encuentran Feldman (1978), Santibañes (1975) y Buraschi (1971). Feldman realiza un análisis de corte transversal para 1970 en base a los bancos comerciales y halla que el tamaño promedio de los depósitos está negativamente asociado con los costos totales, mientras que destaca la existencia de importantes deseconomías de estructura al encontrar que un número creciente de casas bancarias implica costos operativos que aumentan más que proporcionalmente (manteniendo el resto de las variables constantes).

**Tabla 1. Hallazgos sobre rendimientos a escala de la industria bancaria en la Argentina.**

<b>Autor</b>	<b>Elasticidad</b>
D'Amato et al. (1994)	0,93 <sup>1</sup> 0,66 vs. 0,86 <sup>2</sup> 0,84 vs. 0,96 <sup>3</sup>
Delfino (1990)	0,83 <sup>4</sup> 1,18 <sup>5</sup> 1,01 <sup>6</sup> 0,72 <sup>7</sup>
Rivas (1984)	0,78-0,79 <sup>8</sup> 1,01-1,03 <sup>9</sup>
Feldman (1978)	0,83 <sup>10</sup>
Santibañes (1975)	e<1
Buraschi (1971)	e<1; e=1 <sup>11</sup>

<sup>1</sup> Regresión en base a un producto: Ingresos netos.

<sup>2</sup> Descomposición del efecto escala: tamaño de cuenta y número de cuentas, respectivamente.

<sup>3</sup> Descomposición del efecto escala: grado de utilización y número de sucursales, respectivamente.

<sup>4</sup> Todo el sistema financiero.

<sup>5</sup> Bancos pequeños, de acuerdo a la división por terciles.

<sup>6</sup> Bancos medianos (terciles).

<sup>7</sup> Bancos grandes (terciles).

<sup>8</sup> Variable: tamaño de cuenta.

---

que la medida de elasticidad no es estadísticamente distinta de 1 y la de escala no es significativa.

<sup>9</sup> Variables de producto: cuentas corrientes, depósitos a plazo y préstamos.

<sup>10</sup> Variable de producto (función logarítmica):  
préstamos+depósitos+servicios financieros en moneda  
extranjera+servicio de intermediación financiera ("bajo la línea").

<sup>11</sup>  $e < 1$  para bancos privados de capital y extranjeros;  $e = 1$  para bancos privados del interior y públicos.

## b. Resultados empíricos para Estados Unidos

Las estimaciones de economías de escala son abundantes para la industria bancaria de los Estados Unidos. En general, cuando existen, las economías de escala potenciales parecen ser relativamente pequeñas: las elasticidades escalares típicamente se encuentran en el rango  $[0,95;1,05]^4$  para los bancos tanto chicos como grandes, en donde valores del 0,95 representan rendimientos crecientes a escala, 1 rendimientos constantes a escala, y 1,05 rendimientos decrecientes a escala. Por un lado, los resultados demuestran, básicamente, que las ventajas provenientes de la escala de producción son completamente explotadas una vez que una institución alcanza un tamaño de \$100-200 millones en depósitos, o sea, un banco relativamente chico en Estados Unidos<sup>5</sup>. Sin embargo, los estudios realizados con datos para bancos grandes, en exceso de \$1.000 millones de dólares en activos, muestran que existen ventajas escalares en niveles de tamaño bastante mayores a \$100-200 millones: el punto de costo medio mínimo ha sido encontrado en niveles de activos entre \$2.000 y \$10.000 millones de dólares. Por lo tanto, no existe consenso en cuanto al nivel de producción óptimo que explota todas las ventajas de escala, pero sí en cuanto a que la magnitud de estas economías es pequeña. La conclusión más común que se extrae de estos estudios es que las ganancias potenciales de alterar la escala a través del crecimiento interno de una firma o bien por fusiones son relativamente pequeñas (Evanoff et al., 1991).

De acuerdo a lo señalado por Berger, Hunter, et al. (1993), una de las causas por lo que los resultados acerca de las economías de escala no son concluyentes puede ser el uso de la forma funcional translogarítmica en las estimaciones. Esta función impone restricciones de simetría dado que representa una curva de costos medios en forma de "U," lo cual puede resultar en diversas medidas de escala óptima, de acuerdo al tamaño medio de bancos que se utilice en el análisis. Adicionalmente, las medidas de escala pueden ser erróneas si la aproximación que brinda la función translogarítmica se comporta pobremente lejos del promedio de producto.

### II.ii. Economías de diversificación

El planteamiento de la pregunta acerca de las economías de diversificación lleva implícito la característica de producción múltiple de la firma bancaria. En Argentina, Rivas (1984) no halla

---

<sup>4</sup> Calculado como  $(d \ln C / d \ln Q)$  para las medidas de un solo producto o  $\Sigma(\partial \ln C / \partial \ln Y_i)$  para  $i$  = productos.

<sup>5</sup> La mayoría de estos estudios utilizaron los datos de encuesta del Federal Reserve's Functional Cost Analysis (FCA) que típicamente incluye a las instituciones con menos de \$1.000 millones de dólares en activos.

economías de diversificación, mientras que Delfino (1990), admitiendo una débil evidencia sobre economías de producción conjunta, no encuentra resultados concluyentes. De acuerdo a la definición de productos y su medición, que constituye un punto central en el análisis de las economías de diversificación, Delfino halla tanto economías como deseconomías en base a diferentes combinaciones de productos. Sin embargo, Delfino encuentra que sí existen economías de producción conjunta globales, o sea, los bancos que cubren absolutamente todas las operatorias tienen costos ligeramente inferiores a los que se especializan en cualquiera de ellas.

La evidencia sobre la existencia de economías de diversificación en la industria bancaria para otros países es también poco concluyente. Es en el caso particular de este tipo de eficiencia que la literatura enfrenta algunos de sus mayores enigmas desde un punto de vista tanto teórico como empírico, debido a problemas como el uso de la forma funcional más adecuada<sup>6</sup>, la inexistencia total o parcial de datos sobre firmas especializadas, y la utilización de datos localizados fuera de la frontera de eficiencia de tipo operativa (bancos que, al presentar problemas de eficiencia X, distorsionan la evaluación de las economías de diversificación debido a que se confunde un tipo de ineficiencia con el otro).

### **II.iii. Eficiencia X**

El análisis de la eficiencia X ha sido ampliamente desarrollado en el exterior, en particular, Estados Unidos. En Argentina, Buraschi y Valinotti (1995) y Rivas y Vicens (1994) proceden a su estimación, utilizando para ello la metodología paramétrica tradicional. Buraschi y Valinotti estiman una función de costos operativos en base a los bancos privados para el año 1994, y encuentran un nivel de ineficiencia operativa de 8% si se considera el producto agregado de los bancos, y de 6,5%, cuando se desagrega el producto en ingresos financieros e ingresos por servicios. Los bancos ineficientes son aquellos que presentan diferencias positivas respecto del costo estimado, lo cual no permite controlar por el componente aleatorio del error. Adicionalmente, Buraschi y Valinotti no incluyen los precios de los factores en la función de costos, por lo cual no es posible capturar la incidencia que éstos tienen en la determinación de los costos bancarios.

Rivas y Vicens, por otro lado, estiman una función Cobb-Douglas de costos totales que depende de los niveles de producción de diversos activos y pasivos de cada una de las entidades financieras en Argentina para el año 1993. La medida de ineficiencia que utilizan está representada por los errores positivos de estimación, lo cual implica un enorme problema empírico al no permitir distinguir, dentro del término de error, entre el factor puramente aleatorio e ineficiencia propiamente dicha. Ellos hallan un nivel de ineficiencia de 45%, lo que significa que el sistema financiero argentino podría reducir sus costos medios en un 45% si las entidades ineficientes desaparecieran o se hicieran eficientes.

---

<sup>6</sup> El uso de la forma funcional translogarítmica presenta problemas para el estudio de las economías de diversificación debido a que, al ser multiplicativa en los productos, tiene la desafortunada propiedad de exhibir costos estimados iguales a cero para cada una de las firmas especializadas para los términos de la especificación translog, o sea,  $C(y_1,0)=C(0,y_2)=0$  (Berger et al., 1993).

Las estimaciones de ineficiencia X en Estados Unidos arrojan resultados del orden del 15-26%<sup>7</sup> de los costos cuando se aplican enfoques paramétricos (detallados en la próxima sección). En el caso de los métodos no paramétricos, las estimaciones fluctúan en el rango de 21%-50%. Es prominente el hecho de que las distintas estimaciones arrojen resultados tan similares en cuanto a los niveles globales de ineficiencia X, debido a que utilizan metodologías muy diversas. Sin embargo, un problema frecuentemente citado es que no coinciden los rankings de bancos eficientes obtenidos con los enfoques paramétricos y no paramétricos.

**Tabla 2. Hallazgos en materia de ineficiencia X de la industria bancaria en la Argentina y en Estados Unidos.**

AUTOR	ENFOQUE	INEFICIENCIA X
<i>Argentina</i>		
Buraschi y Valinotti (1995)	Paramétrico	7-8%
Rivas y Vicens (1994)	Paramétrico	45%
<i>Estados Unidos<sup>1</sup></i>		
Bauer, et al. (1993)	Paramétrico	15% <sup>2</sup> 21% <sup>3</sup>
Berger y Humphrey (1991)	Paramétrico	20-25%
Evanoff e Israilevich (1990)	Paramétrico	22%
Ferrier y Lovell (1990)	Paramétrico	26%
Aly, et al. (1990)	No paramétrico	51%
Ferrier y Lovell (1990)	No paramétrico	21%
<sup>1</sup> Tannenwald (1995) halla niveles de ineficiencia X de 7-25% para el período 1985-1989, y de 34-51% para el período 1990-1993, pero no se muestran en la tabla debido a que no son comparables con el resto de las medidas paramétricas (se trata de "X-efficiency gaps"). <sup>2</sup> Stochastic econometric approach. <sup>3</sup> Thick frontier approach.		

### III. Métodos de estimación de ineficiencia X

La ineficiencia X, la cual resulta de la utilización subóptima de los insumos, puede ser dividida en ineficiencia "técnica" y de "asignación." La ineficiencia técnica ocurre cuando se utiliza más de cada insumo de lo que se requiere eficientemente para obtener un producto determinado. La

<sup>7</sup> Las estimaciones de ineficiencia X para Estados Unidos han sido ajustadas por Evanoff et al. con el fin de facilitar la comparación (a excepción de la medida de Bauer, et al.). En general, indican la magnitud de la diferencia entre la frontera de bancos con costos medios menores y la de los bancos con costos medios mayores que representa ineficiencia X.

ineficiencia de asignación ocurre cuando los insumos son combinados en proporciones subóptimas.

Un incentivo determinante para estimar el nivel de ineficiencia  $X$  en el sistema financiero argentino es el hecho de que, tanto a nivel nacional como para otros países, las estimaciones de economías de escala y de diversificación han mostrado magnitudes pequeñas. Por lo tanto, existe una tendencia a creer que la ineficiencia  $X$  domina los efectos de los rendimientos a escala y de producción múltiple en la determinación de los costos de las entidades bancarias. Sin embargo, las técnicas utilizadas para su estimación no logran resultados similares, especialmente en lo que hace al ranking de individuos, por lo que existe debate acerca de su verdadera magnitud.

En principio, para el cálculo de ineficiencia  $X$  existen dos enfoques, uno de programación lineal y otro econométrico. El método de programación lineal, conocido como Data Envelopment Analysis (DEA), se caracteriza por ser no paramétrico (no es necesario suponer una función de producción o de costos a priori) y determinístico (no se considera que las observaciones contengan un elemento aleatorio). Consiste en determinar, en base a las observaciones, una isocuanta típica, que se construirá como una envolvente en el mapa de insumos necesarios para lograr un nivel de producción dado. Toda desviación de la frontera mínima de producción que se construya constituirá ineficiencia  $X$ . Este valor tenderá a ser mayor que el estimado bajo otras metodologías, debido a que, bajo el DEA, los componentes aleatorios entran en la medida como ineficiencia. El método DEA, sin embargo, es particularmente atractivo debido a que requiere menos información que los métodos paramétricos.

El enfoque paramétrico se caracteriza por la necesidad de contar en principio con una función de costos. El principal problema econométrico radica en distinguir la ineficiencia  $X$  de los errores aleatorios en las funciones de costos. Así, el término de error estaría constituido de dos partes: 1) error de medida, cuya causa radica en, por ejemplo, la omisión de variables explicativas relevantes y especificaciones incorrectas, y componentes aleatorios que colocan a un banco en el corto plazo en un nivel de mayor o menor gasto; 2) ineficiencia propiamente dicha. Para identificarlas existen tres enfoques, detallados a continuación.

*Econometric Frontier Approach (EFA)*. Bajo este enfoque se asume que la función de costos es la frontera, mientras que las ineficiencias entran a través del término de error. Con el fin de separar las ineficiencias de las fluctuaciones aleatorias, se elige una distribución, que frecuentemente es una distribución semi-normal, mientras que se supone que los errores aleatorios siguen una normal simétrica. Ambas distribuciones son independientes de las variables explicativas:

$$C_i = AX + u_i + e_i$$

$$u_i \sim \text{SN}(m_u, s_u) ; e_i \sim \text{N}(0, s_e)$$

en donde  $c$  representa los costos,  $X$  el vector de productos,  $u$  la ineficiencia  $X$ , y  $e$  el componente aleatorio.

El problema de este enfoque es que, si se utiliza una distribución semi-normal para desagregar los factores aleatorios de la ineficiencia, implícitamente se impone el supuesto de que las observaciones están concentradas cerca del nivel de eficiencia óptimo, mientras que mayores niveles de ineficiencia son decrecientemente probables.

*Distribution free approach (DFA)*. Supone que las diferencias en eficiencia son estables a través del tiempo mientras que los errores, aleatorios, se compensan. Por ello, la medida de ineficiencia  $X$  se calcula promediando los errores de estimaciones corridas en distintos períodos para cada individuo (datos de panel), obteniéndose así una medida de ineficiencia para cada una de las observaciones.

*Thick frontier approach (TFA)*. Este enfoque parte de la estratificación de bancos de acuerdo a su tamaño, ordenándose a los bancos dentro de cada grupo en función del costo medio (costo / activos). Luego se corren dos regresiones -sobre los bancos incluidos en el primero y último cuartil de costo medio dentro de cada grupo respectivamente-, suponiéndose que los errores observados en cada una de las regresiones son aleatorios. La medida de ineficiencia surge entonces de la comparación de los resultados de ambas regresiones para los distintos grupos de bancos por tamaño. Esto se realiza separando las diferencias existentes entre las dos funciones de costo estimadas, en factores de mercado e ineficiencia. El factor de mercado es hallado permitiéndole al cuartil de bancos más ineficientes hacer uso de la tecnología estimada para el cuartil de bancos más eficientes. El resto de la diferencia entre los costos medios estimados de los dos cuartiles, o sea, la proporción no captada por el factor de mercado, representa ineficiencia  $X$ . El método no permite medir la ineficiencia de bancos individuales, sino que se limita a brindar una medida de ineficiencia existente entre la "mejor" y la "peor" gestión empresarial.

De acuerdo a lo señalado por Berger y Humphrey (1991), la ventaja que ofrece el método TFA es que requiere menos supuestos estadísticos, lo cual implica que sea menos probable que estos sean violados por los datos. Por ejemplo, no es necesario, como en el caso del EFA, suponer que las ineficiencias son ortogonales al producto y a otras variables explicativas incluidas en la función de costos. De más importancia aún es que, aún en el caso en que los términos de error dentro de cada función de costos estimada representen ineficiencia (no sean aleatorios), el método TFA permite realizar una comparación válida entre la ineficiencia promedio de las entidades con costos altos y bajos.

#### **IV. Thick Frontier Approach**

##### **IV.i. Modelo de estimación**

El ajuste econométrico de los costos de la industria bancaria obliga a la elección previa de una función de costos. Las más usadas en las investigaciones consultadas son las derivadas de la tecnología Cobb-Douglas y la función de costos translogarítmica. Esta última presenta la ventaja de brindar una curva de costos medios en forma de "U," si bien obliga también a la simetría de la función de costos.

Con el fin de determinar cuál es la especificación más apropiada de la función de costos a utilizar en las estimaciones, dado el conjunto de datos, se realiza un test de hipótesis para comprobar la significatividad de los términos de la especificación translogarítmica<sup>8</sup>. Demostrada su superioridad frente a la función de costos Cobb-Douglas, se comienza a trabajar con la función de tipo translogarítmica (Anexo II). La ventaja clara que ofrece la función translogarítmica es que, dada su mayor flexibilidad, permite captar una escala de producción óptima (debido a que la elasticidad a escala pasa a depender del nivel de producción)<sup>9</sup>.

Así, la función de costos a estimar consta de los siguientes términos:

$$\begin{aligned} \text{Ln}C_i = & a_0 + \sum_i a_i * \text{Ln}Y_i + \sum_i b_i * \text{Ln}W_i + 0.5 * \sum_i \sum_j a_{ij} * \text{Ln}Y_i * \text{Ln}Y_j + \\ & + 0.5 * \sum_i \sum_j b_{ij} * \text{Ln}W_i * \text{Ln}W_j + \sum_i \sum_j c_{ij} * \text{Ln}W_i * \text{Ln}Y_j \end{aligned}$$

en donde C representa al costo, Y al producto y W al precio del insumo.

Los productos que se incluyen en la función de costo son tres: préstamos totales, depósitos a la vista y aquel compuesto por otros créditos por intermediación financiera y títulos. Los precios de los insumos son tres e incluyen el costo laboral, de fondeo (simulado por egresos por intereses sobre plazo fijo), y aquellos gastos administrativos y por servicios que no sean salariales ni impositivos.

Siguiendo la metodología aplicada por Berger y Humphrey (1991) se eligió el enfoque de intermediación en la definición de costos, que, a diferencia del enfoque de producción que incluye sólo a los costos operativos, incluye también a los costos financieros. Similarmente se procede con respecto a la medición del producto, realizada en términos monetarios, en lugar de unidades físicas. La tabla 3 muestra las variables utilizadas en forma detallada.

**Tabla 3. Variables de la función de costos.**

<b>Variables</b>	<b>Definición/Características</b>	
<b>Dependiente</b>	Costo Total	Gastos Adm.(sin Impuestos)+Egr. Serv.+Egr. Intereses
<b>Independientes</b>		
Productos	Préstamos	Montos
	Depósitos a la Vista	Ctas. Corrientes +Caja de Ahorro (montos)
	Intermediación	Títulos+Otros Créditos por Int. Fin.(sin Pases Activos y Obligaciones Negociables)

<sup>8</sup> Debido a que la función Cobb-Douglas es un caso especial de la especificación translogarítmica, al igualar a cero los términos cuadrados y de interacción, se obtiene una función Cobb-Douglas.

<sup>9</sup> Además, la función translog no presenta la restricción de la función Cobb-Douglas acerca de las elasticidades de sustitución de los factores iguales a uno.

Precios de los Factores	Salario	(Remuneraciones+Cargas Sociales)/Personal
	Interés	Egresos por Intereses/Plazo Fijo
	Materiales	(Otros gastos operativos excluyendo impuestos+Egr.por Serv.)/Número de Casas
Estado	Plazo Fijo Med.	Plazo Fijo/Número de Cuentas
	Préstamo Med.	Préstamos/Número de Clientes
	Vista Medio	(Cta.Cte.+Caja de Ahorro)/Número de Cuentas de Cta.Cte. y C. de Ahorro
	Adelantos	Adelantos/Préstamos Totales al Sector Privado
	Documentados	Documentos/Préstamos Totales al Sector Privado
	Hipotecarios	Hipotecarios/Prést. Tot al Sector Privado
	Prendarios	Prendarios/Prést. Tot. al Sector Privado
	Personales	Personales/Prést. Tot. al Sector Privado
	Casas	Casa matriz +Sucursales

Las restricciones de los parámetros respecto a la homogeneidad de grado uno en los precios de los factores y simetría son impuestas en la estimación (ver Anexo I). La función de costos a estimar consta de tres ecuaciones, la translogarítmica propiamente dicha, y dos ecuaciones de input share para gastos salariales y financieros (las derivadas primeras de la función con respecto a salario e interés, respectivamente). El método de estimación utilizado es el conocido como "iterative seemingly unrelated regression model," ya que permite hacer uso de la información provista por las ecuaciones de input share (desechando una tercera para evitar singularidad matricial, en este caso con respecto a materiales), y por lo tanto brinda una mejor estimación.

#### IV.ii. Datos

Los datos utilizados en la definición de cuartiles, y luego para la estimación de los parámetros, son aquellos correspondientes a 119 bancos privados, entre los cuales 89 son minoristas y 30 son mayoristas, para los semestres que comienzan en enero y julio de los años 1992 a 1994<sup>10</sup>. La metodología de estimación se aplica para dos períodos, los cuales agrupan tres semestres cada uno: el primer período de enero de 1992 a junio de 1993, y el segundo de julio de 1993 a diciembre de 1994. La división de los semestres en estos dos períodos se debe a que el proceso de monetización, capitalización e intensificación de la competencia, iniciado en 1991, cobra énfasis durante el segundo período, así como la expansión del producto bancario a través de una mayor utilización de la capacidad instalada<sup>11</sup>. Si bien el TFA es una metodología más bien de tipo transversal, en el caso de Argentina es necesario agrupar los semestres debido a que no son suficientes las observaciones de un solo semestre, ya que al dividir en cuartiles los 119 bancos

<sup>10</sup> Los datos se extraen de la información de balance que presentan los bancos al BCRA.

<sup>11</sup> Ver Streb y D'Amato, que hallan que el sistema bancario argentino presenta importantes niveles de subutilización.

privados de la industria, se contaría con solo 30 observaciones aproximadamente, afectando gravemente los grados de libertad de la estimación.

Primeramente, los datos se ordenan de acuerdo al nivel de activos. Se dividen entonces las entidades en cuatro grupos: aquellos bancos con más de \$1,000M de activos conforman el grupo 1 (grandes), entre \$300M y \$1,000M el grupo 2 (medianos grandes), entre \$100M y \$300M el grupo 3 (medianos pequeños), y finalmente el grupo 4 (pequeños) con activos menores a \$100M. Luego se procede a ordenar a cada uno de estos cuatro grupos de acuerdo a la medida de costos totales sobre activos (costos medios) y se forman cuartiles: el cuartil 1 conformado por aquellas entidades con costos medios menores y el cuartil 4 con costos medios mayores. Se corren así dos regresiones, una que agrupa todas las entidades del cuartil 1 y otra con las del cuartil 4.

#### **IV.iii. Medidas de ineficiencia**

Con el fin de separar las diferencias entre los costos medios estimados del cuartil 4 (con costos medios mayores) y el cuartil 1 (con costos medios menores), se utilizan las siguientes medidas (Berger et al., p.129), que separan a esta diferencia entre factores de *mercado* e *ineficiencia*:

$$\begin{aligned} \text{Diferencia} &= [\text{AC}_{4j} - \text{AC}_{1j}] / \text{AC}_{1j} \\ \text{Mercado} &= [\text{AC}_{4j}^* - \text{AC}_{1j}] / \text{AC}_{1j} \\ \text{Ineficiencia} &= \text{Diferencia} - \text{Mercado} \end{aligned}$$

en donde  $\text{AC}_{ij} = C_i(X_{ij}) / \text{TA}_{ij}$  representa el costo medio estimado para el cuartil  $i$  y el grupo de entidades  $j$ ,  $C_i$  es la función de costos estimada para el cuartil  $i$ ,  $X_{ij}$  es el vector de los promedios de los regresores del cuartil  $i$  y el grupo  $j$ ;  $\text{AC}_{4j}^* = C_1(X_{4j}) / \text{TA}_{4j}$  es el costo medio estimado para el cuartil 4 utilizando la tecnología más eficiente del cuartil 1.

El factor *diferencia* representa la brecha que existe entre los costos medios estimados del cuartil 4 y el cuartil 1, medido como una simple diferencia porcentual entre los costos medios estimados. Esta medida no representa necesariamente ineficiencia, ya que parte o el total de esta puede deberse a otros factores.

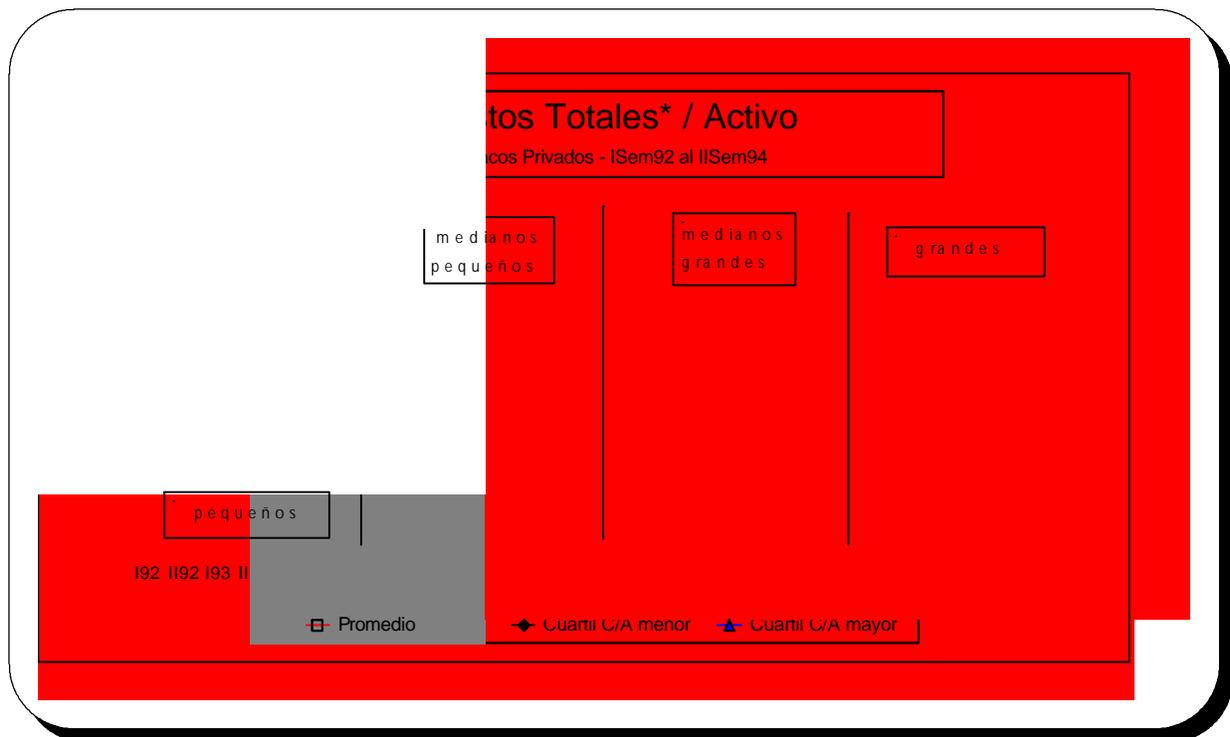
Es por ello que para desagregar la diferencia existente entre ambas curvas de costos entre ineficiencia propiamente dicha y factores externos, se define el componente de *mercado*, que intenta capturar aquellos factores que afectan los costos de los bancos pero que generalmente no son del todo controlables por las entidades, o sea, las diferentes tecnologías que enfrentan, debido a ciertas condiciones establecidas en el mercado, como los precios de los insumos, la mezcla de producto, y la escala de producción.

#### **IV.iv. Resultados empíricos sobre eficiencia X (Anexo IV)**

Las tabla 4.1 y 4.2 muestran la descomposición del factor *diferencia* para los distintos grupos por tamaño, para los dos períodos considerados, enero 1992-junio 1993 y julio 1993-diciembre 1994. El factor de *mercado* explica en promedio, durante el primer período, más de la mitad de la diferencia total entre los costos medios estimados: 87 puntos porcentuales de los 158 puntos de

la diferencia total. En el segundo período, el factor de *mercado* explica una proporción aún mayor de la diferencia entre los costos medios estimados, con un promedio de 128 puntos porcentuales de los 185 del factor *diferencia*.

Los niveles de ineficiencia rondan del 13% al 103% en el primer período, y del 8% al 82% en el segundo período. En todos los casos, y de acuerdo a lo esperado, la ineficiencia se reduce del primer período al segundo, debido probablemente al incremento de competencia experimentado por el sistema financiero argentino, que se intensifica particularmente en el segundo período. Los bancos pequeños presentan el mayor nivel de ineficiencia X, si bien este disminuye de 103% en el primer período a 82% en el segundo período. Estos resultados son particularmente interesantes si se los compara con la dispersión de costos medios observada para este grupo de bancos (Gráfico 3), que justamente muestra ser la de mayor magnitud dentro del conjunto de bancos privados. Por el contrario, los bancos grandes presentan el menor nivel de ineficiencia X, algo también esperable si se observa la dispersión de los costos medios de este grupo. En el estudio realizado por Berger y Humphrey (1991) son también los bancos chicos, con activos menores a \$100 millones, los que presentan el mayor nivel de ineficiencia X y dispersión.



Tanto en el primer período como en el segundo, la mayor parte de la *diferencia* es atribuible al factor de *mercado* (en el primer período significa un promedio de 58% de la *diferencia*, mientras que en el segundo representa una proporción aun mayor que ronda el 70%). En promedio, la ineficiencia X que presenta la banca privada es 71% para el primer período, y 57% para el segundo período. Esto implica que los costos medios de la industria bancaria podrían verse reducidos en

$$\sum_{i=1}^3 \partial \ln \hat{C}(X) / \partial \ln Y_i,$$

un 57%, de acuerdo a la estimación más reciente, si los bancos ineficientes desaparecen (o se hacen eficientes). Estos resultados llevan a la conclusión de que parte de la gran dispersión en costos medios observada en el sector de la banca privada argentina se debe a la existencia de ineficiencia de tipo operativa.

Vale destacar que los resultados hallados representan medidas relativas, debido a que la estimación de ineficiencia utiliza una frontera de bancos supuestamente más eficientes, que no dejan de ser simplemente aquellos que poseen los costos medios menores en la banca, en vez de utilizar una frontera basada en los valores mínimos desde un punto de vista tecnológico (no observables). Específicamente, estos niveles de ineficiencia significan que los costos medios estimados de los bancos más ineficientes están en un 71% y 57% por encima de los costos medios estimados de los bancos más eficientes observados, para el primer y segundo período respectivamente.

Dadas las variables utilizadas en el análisis, un buen punto de referencia en la Argentina para la evaluación de los resultados hallados es el trabajo de Rivas y Vicens (1994). Los niveles de ineficiencia global de la banca privada hallados con el TFA se asemejan al nivel hallado por Rivas y Vicens, si bien el estudio realizado por estos últimos se basa en la totalidad del sistema financiero. El TFA arroja un nivel de ineficiencia de 57% para el período julio 1993-diciembre 1994, mientras que la ineficiencia X alcanza un nivel de 45% para el año 1993 en el análisis de Rivas y Vicens.

**Tabla 4.1. Descomposición de costos para el período: I Semestre 1992 - I Semestre 1993.**

	GRANDES	MEDIANOS GRANDES	MEDIANOS PEQUEÑOS	PEQUEÑOS
Activos (millones)	>1.000	300 - 1.000	100 - 300	<100
Diferencia	50,4%	158,3%	225,5%	198,8%
Mercado	37,7%	82,0%	132,4%	95,9%
<i>Ineficiencia</i>	12,6%	76,3%	93,1%	102,9%
<hr/>				
<i>Promedio simple</i>				
<i>Ineficiencia</i>				71,2%

**Tabla 4.2. Descomposición de costos para el período: II Semestre 1993 - II Semestre 1994.**

	GRANDES	MEDIANOS GRANDES	MEDIANOS PEQUEÑOS	PEQUEÑOS
Activos (millones)	>1.000	300 - 1.000	100 - 300	<100
Diferencia	55,4%	322,2%	162,4%	199,6%
Mercado	47,7%	250,6%	96,1%	117,6%
Ineficiencia	7,7%	71,7%	66,3%	82,0%
<i>Promedio simple</i>				
<i>Ineficiencia</i>				56,9%

### V. Economías de escala y de diversificación, vis à vis ineficiencia X

La existencia de ineficiencia X presenta un problema potencial respecto a la medición de las economías de escala y de diversificación. En relación a las economías de escala, esto se debe a que la medida de elasticidad relevante es aquella obtenida sobre la curva de costos medios mínimos, ya que cualquier desviación de esta frontera, que representa ineficiencia X, produce una aberración potencial en la estimación de las economías de escala. Por lo tanto, si se incluyen en la estimación todos los individuos, aquellos que presentan ineficiencia X (que para el caso de la Argentina, como se ha mostrado en este trabajo, es relativamente importante) pueden incorporar un sesgo en la medida de escala. Respecto a las economías de diversificación, en la literatura se argumenta la posibilidad de que las economías sean subestimadas (o bien las deseconomías sobreestimadas) en estudios de funciones de costos convencionales.<sup>12</sup>

La literatura intenta superar estos obstáculos de varias maneras. Una de ellas es a través del uso de una curva de costos estimada en base al cuartil de bancos eficientes únicamente, ya que estos están localizados sobre la curva de costos medios mínimos. Las medidas de escala y de diversificación obtenidas en el presente trabajo se basan en aquella función de costos estimada en base al cuartil de bancos más eficientes (cuartil 1).

Los beneficios provenientes de las economías de escala son generalmente explotados completamente cuando los costos bancarios cambian en forma proporcional a los cambios en el producto, o sea, hay rendimientos constantes a escala. Si los costos no cambian en forma proporcional a los cambios en el producto, o sea, existen economías o deseconomías de escala, se pueden obtener incrementos en eficiencia con la alteración del nivel de producción. La medida de escala utilizada aquí es la elasticidad de costos con respecto al producto. Así, la presencia de economías de escala se hace evidente con una medida menor que uno, mientras que valores mayores a uno indican deseconomías. Específicamente, la medida de elasticidad a escala utilizada es la siguiente:

<sup>12</sup> Ver Grosskopf et al., 1988.

ESCALA =

en donde Y es el vector de producto, y X es el vector de los argumentos de la función de costos. La medida se evalúa en el promedio de los regresores.

Además de la medida de escala obtenida para la firma bancaria, con el fin de obtener una medida de escala a nivel de la sucursal bancaria, se adopta la metodología aplicada por Berger y Humphrey (1991), a través de la cual se permite la interacción de los productos con el término de las casas bancarias (ver Anexo I). Los resultados de las medidas de escala a nivel de la firma bancaria y de la sucursal bancaria se detallan en la Tabla 5.

Las medidas de escala obtenidas muestran, en general, la existencia de retornos a escala crecientes, dado que se sitúan en niveles menores que 1 y son estadísticamente distintas de 1<sup>13</sup>. Cabe notar que la magnitud de las economías de escala es superior a los niveles hallados en la literatura para el caso de la Argentina, como en los más recientes estudios de Estados Unidos. Existe la posibilidad de que las variaciones ocurridas a lo largo de los semestres analizados introduzcan problemas en la medición de las economías de escala debido al pooling de observaciones. Adicionalmente, Streb y D'Amato (1995) señalan que los hallazgos de rendimientos crecientes a escala pueden ser consecuencia de la presencia de factores fijos en el corto plazo, mientras que en el largo plazo la curva de costos medios es más bien plana y por lo tanto presenta rendimientos constantes a escala.

Se dice que existen economías (deseconomías) de diversificación cuando los costos de producción conjunta de dos o más productos son menores (mayores) a los costos de los procesos de producción independientes de estos productos. La existencia de economías de diversificación indicaría que es provechoso para la minimización de costos que las entidades se involucren en la producción de varios productos, ofreciendo así una gran diversidad de servicios. En cambio, si se comprueba que existen deseconomías de escala en la industria bancaria, los bancos se beneficiarían con la especialización.

Las economías de diversificación se miden de la siguiente manera:

$$\text{DIVERSIFICACION} = [\hat{C}(Y_P, 0, 0, X_Y) + \hat{C}(0, Y_V, 0, X_Y) + \hat{C}(0, 0, Y_I, X_Y) - \hat{C}(Y_P, Y_V, Y_I, X_Y)] / \hat{C}(Y_P, Y_V, Y_I, X_Y),$$

en donde  $Y_P, Y_V$  e  $Y_I$  son los vectores de los productos préstamos, depósitos a la vista, e intermediación, respectivamente. Las economías de diversificación existen cuando la medida es

---

<sup>13</sup> En el caso de los bancos grandes, en el segundo período estudiado, se encuentran retornos constantes a escala a nivel de la sucursal bancaria.

mayor que cero, mientras que un valor menor que cero indica que hay deseconomías de diversificación.

Los resultados indican, en general, la existencia de economías de diversificación globales para todos los grupos de bancos, a excepción del grupo de bancos pequeños en el segundo período (ver Tabla 6.1). Con el fin de determinar las economías de diversificación específicas, se realiza un test de complementariedad entre los diferentes productos bancarios (ver Anexo III) . El test básicamente consiste en determinar si el coeficiente del término de interacción de dos productos de la función de costos es significativamente distinto de cero<sup>14</sup>. Si este término es negativo, los costos de producción son menores para una firma que produce los productos en forma conjunta en comparación a otras dos firmas especializadas en cada uno de ellos. Los resultados se muestran en la Tabla 6.2, e indican que las complementariedades halladas en un principio entre los préstamos y la intermediación, y los depósitos a la vista y la intermediación, no son significativamente distintas de cero. Es difícil interpretar la magnitud de los beneficios provenientes de la explotación de la producción múltiple de los bancos, ya que no sólo se puede argüir que los bancos se encuentran relativamente diversificados a la fecha de la medición, sino también que la medida misma no es apropiada debido a que estima costos en base a niveles de producción hipotéticos, jamás observados.

Dados los resultados respecto a las economías de escala y diversificación, es interesante trazar comparaciones respecto a la ineficiencia X de la banca privada. Mientras que los niveles de ineficiencia operativa superan en promedio el 50%, las economías de escala por explotar no alcanzan nunca ese nivel, y las economías de producción múltiple son pequeñas. Consiguientemente, la ineficiencia X muestra ser la fuente que más incide sobre los costos medios de la banca argentina, y por lo tanto su disminución traería los beneficios de mayor magnitud respecto a la reducción de los costos medios. Estas conclusiones surgen, en forma similar, del gráfico 3, en el cual se observa que la ineficiencia X domina a las economías de escala, particularmente en el caso de los bancos con activos menores a \$1.000M (chicos, medianos chicos y medianos grandes). Esto se aprecia al observar que el promedio de costo sobre activo no muestra grandes variaciones, mientras que la dispersión, o sea, la diferencia entre los costos medios del cuartil más eficiente (cuartil 1) y el más ineficiente (cuartil 4), es en promedio más de nueve puntos porcentuales para estos tres grupos de bancos mencionados.

**Tabla 5. Economías de escala para grupos de bancos por tamaño.**

	GRANDES	MEDIANOS GRANDES	MEDIANOS PEQUEÑOS	PEQUEÑOS
Activos (millones)	>1.000	300 - 1.000	100 - 300	<100
PRIMER PERÍODO				

<sup>14</sup> La medida de economía de producción conjunta de préstamos y depósitos a la vista es positiva, aunque sumamente pequeña. Esto significa que no existe complementariedad para la reducción de costos entre estos productos, pero no brinda evidencia de deseconomías, debido a que el coeficiente del término de interacción de estos productos es negativo en la función de costos (aunque no es significativamente distinto de cero desde un punto de vista estadístico).

Firma Bancaria	0,69* (8,52) Prob. 0,004	0,68* (22,54) Prob. 0,000	0,67* (65,93) Prob. 0,000	0,70* (21,77) Prob. 0,000
Sucursal Bancaria	0,81 (1,68) Prob. 0,195	0,76* (6,66) Prob. 0,010	0,76* (33,24) Prob. 0,000	0,68* (19,89) Prob. 0,000
<b>SEGUNDO PERÍODO</b>				
Firma Bancaria	0,73* (7,23) Prob. 0,007	0,71* (24,36) Prob. 0,000	0,74* (17,71) Prob. 0,000	0,75* (7,04) Prob. 0,008
Sucursal Bancaria	0,75 (2,09) Prob. 0,149	0,71* (12,27) Prob. 0,000	0,67* (15,42) Prob. 0,000	0,64* (12,46) Prob. 0,000

\* Estadísticamente diferente de 1 al 1% de significatividad. Los valores del chi-cuadrado de este test se muestran en parentésis debajo de cada medida de escala, con sus respectivas probabilidades a continuación.

**Tabla 6.1. Economías de diversificación para grupos de bancos por tamaño.**

	GRANDES	MEDIANOS GRANDES	MEDIANOS PEQUEÑOS	PEQUEÑOS
Activos (millones)	>1.000	300 - 1.000	100 - 300	<100
PRIMER PERÍODO	286,56	123,88	80,13	26,00
SEGUNDO PERÍODO	0,29	0,33	0,33	-0,32

**Tabla 6.2. Complementariedades entre los productos bancarios\*.**

PRIMER PERÍODO	GRANDES	MEDIANOS GRANDES	MEDIANOS PEQUEÑOS	PEQUEÑOS
Activos (millones)	>1.000	300 - 1.000	100 - 300	<100
Préstamos e Intermediación	-0,15 (2,70) Prob. 0,101	-0,13** (2,74) Prob. 0,098	-0,11 (2,13) Prob. 0,105	-0,11** (3,02) Prob. 0,082
Depósitos a la Vista e Intermediación	-0,06 (1,16) Prob. 0,282	-0,04 (0,88) Prob. 0,347	-0,03 (0,49) Prob. 0,484	-0,03 (0,57) Prob. 0,451
SEGUNDO PERÍODO	GRANDES	MEDIANOS GRANDES	MEDIANOS PEQUEÑOS	PEQUEÑOS
Activos (millones)	>1.000	300 - 1.000	100 - 300	<100
Préstamos e Intermediación	-0,08 (1,65)	-0,06 (1,11)	-0,07 (1,58)	-0,08 (1,83)

	Prob. 0,199	Prob. 0,292	Prob. 0,208	Prob. 0,176
Depósitos a la Vista e Intermediación	-0,06 (1,08)	-0,04 (0,83)	-0,06 (1,83)	-0,07 (2,55)
	Prob. 0,298	Prob. 0,362	Prob. 0,177	Prob. 0,110

\* Los valores presentados corresponden a la expresión (a) (Anexo IV), que representa la condición necesaria para la existencia de economías de diversificación específica. Los chi-cuadrado de esta expresión se muestran debajo en paréntesis, y sus respectivas probabilidades a continuación. La medida de diversificación (expresión (b) del Anexo IV) en todos los casos es negativa pero sumamente pequeña.

\*\* Estadísticamente distinto de cero al 10% de significatividad.

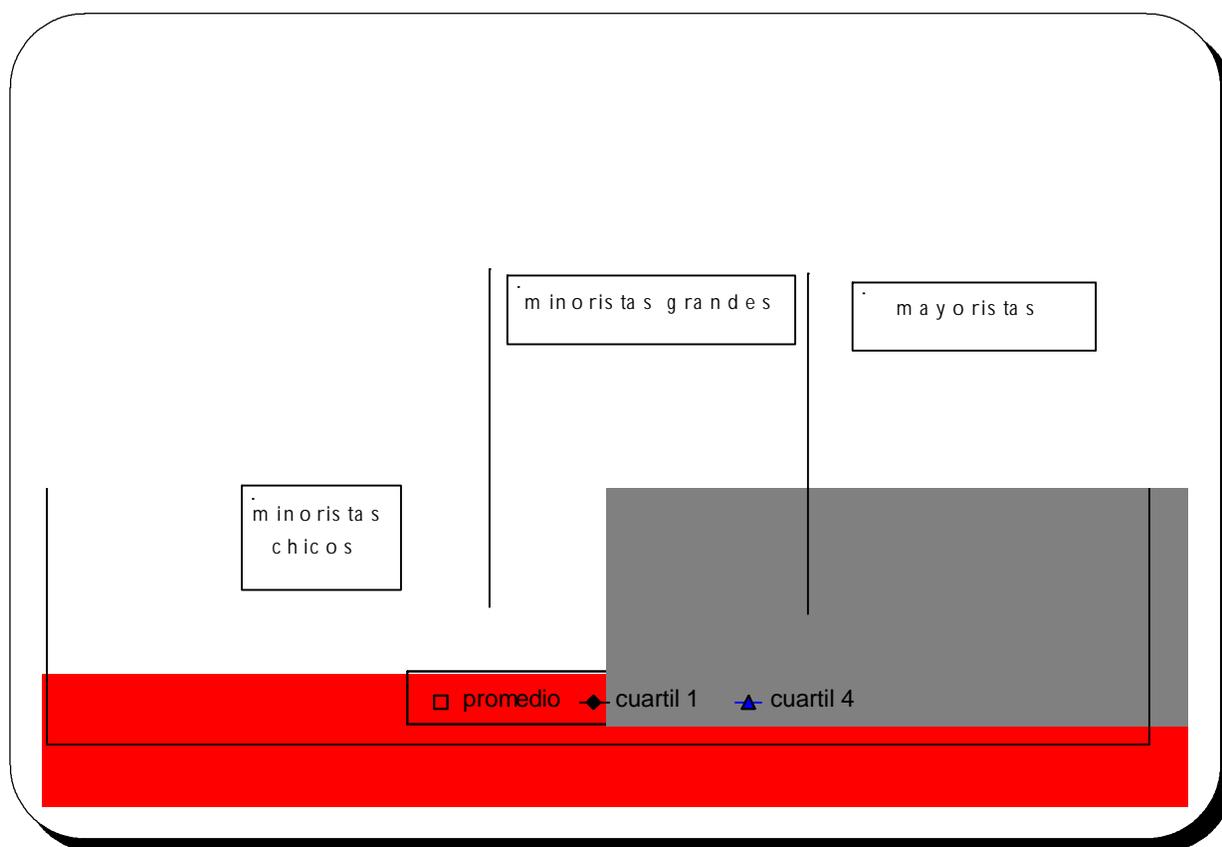
## VI. Formas metodológicas alternativas para la aplicación de TFA

### VI.i. División de grupos en bancos minoristas y mayoristas

Así como se separó a los bancos en grupos de acuerdo a su tamaño de activos, con el fin de obtener medidas de ineficiencia para cada uno de ellos, alternativamente se podría dividir a los bancos de acuerdo a la definición de mayoristas y minoristas. Esta división es de interés debido a que los costos medios de uno y otro grupo pueden presentar características definidas, o sea, el promedio de costos medios de un grupo se encuentra muy por encima o por debajo de los costos medios del otro, más allá de los efectos sobre los costos medios provenientes de la eficiencia de los bancos. Si es cierto que existen diferencias de tipo más bien estructural entre los costos medios de uno y otro grupo, se nos presentaría entonces un problema importante debido a que la metodología aquí utilizada parte justamente de la división de bancos en cuartiles de acuerdo a esta medida.

Efectivamente, como se puede observar en el Gráfico 4, el promedio de los costos medios de los bancos mayoristas está por debajo del promedio de los bancos minoristas, grandes y chicos, en cada uno de los semestres de 1992 a 1994. Otro buen motivo para separar a los bancos en una forma alternativa es que si los resultados demuestran coincidencia con la metodología ya aplicada, esto brindaría un indicio importante acerca de la robustez de los resultados hallados. Por ello, se ha aplicado la metodología realizada anteriormente en base a la nueva división de bancos en mayoristas, minoristas chicos y minoristas grandes<sup>15</sup>.

<sup>15</sup> En el primer período (ene.92-jun.93) los bancos minoristas chicos son aquellos con activos menores a \$100 millones y los minoristas grandes con activos mayores o iguales a \$100 millones; en el segundo período (jul.93-dic.94) los minoristas chicos son aquellos con activos menores a \$140 millones y los minoristas grandes con activos mayores o iguales a \$140 millones.



Los resultados obtenidos se muestran en las tablas 7.1 y 7.2. Es interesante que los bancos mayoristas muestren el mayor nivel de ineficiencia, cuando en general, la medida de costos sobre activos de estos bancos tiende a ser menor que para los bancos minoristas. Los niveles de ineficiencia rondan el 53-90% en el primer período, y 10-121% en el segundo período. Los niveles de ineficiencia promedio para la banca privada son de 68% y 51% para el primer y segundo período, respectivamente, mostrando una caída en el nivel de eficiencia global de un período a otro, a lo igual que con la metodología anterior.

**Tabla 7.1. Descomposición de costos para el período: I Semestre 1992 - I Semestre 1993.**

	MINORISTAS CHICOS	MINORISTAS GRANDES	MAYORISTAS
Activos (millones)	<100	>100	
Diferencia	130,6%	175,1%	170,0%
Mercado	77,9%	114,0%	79,9%
<i>Ineficiencia</i>	52,8%	61,2%	90,2%

<i>Promedio simple</i>	
<i>Ineficiencia</i>	68,0%

**Tabla 7.2. Descomposición de costos para el período: II Semestre 1993 - II Semestre 1994.**

	MINORISTAS CHICOS	MINORISTAS GRANDES	MAYORISTAS
Activos (millones)	<140	>140	
Diferencia	96,3%	195,3%	227,7%
Mercado	86,7%	171,0%	107,1%
<i>Ineficiencia</i>	9,6%	24,4%	120,6%
<i>Promedio simple</i>			
<i>Ineficiencia</i>			51,5%

#### VI. ii. División de bancos mayoristas en nacionales y extranjeros

Un problema posible de la metodología TFA es que un banco con costos medios relativamente altos que cae en el cuartil 4, y que por ende influye en la estimación de la tecnología de la frontera de costos más ineficiente, es en realidad un banco tan eficiente como aquel que entra en el cuartil 1, de bancos más eficientes. Esto puede suceder con un banco que elige brindar servicios con costos mayores pero que a su vez van dirigidos a una clientela que también paga más por ellos,<sup>16</sup> como por ejemplo el caso de los bancos mayoristas extranjeros. Con el fin de aminorar los efectos de semejante posibilidad, los bancos mayoristas son divididos entre extranjeros y nacionales, mientras que se mantiene la división de los minoristas en chicos y grandes. Los resultados se muestran en las tablas 8.1 y 8.2. Los bancos mayoristas extranjeros son los que presentan el mayor nivel de ineficiencia en el primer período (117%), mientras que en el segundo período son los mayoristas nacionales con un nivel de 132%. El nivel de ineficiencia global disminuye de un período a otro, como en los casos anteriores, de 70% a 65%.

**Tabla 8.1. Descomposición de costos para el período: I Semestre 1992 - I Semestre 1993.**

	MINORISTAS CHICOS	MINORISTAS GRANDES	MAYORISTAS NACIONALES	MAYORISTAS EXTRANJEROS
Activos (millones)	<100	>100		
Diferencia	131,1%	175,2%	99,1%	203,1%

<sup>16</sup> Un forma de incorporar este aspecto en el análisis de la eficiencia X es a través de la utilización de la función de ingresos. La correlación entre los retornos y los costos medios de los bancos utilizados en el análisis de este trabajo muestra ser pequeña y negativa, y por lo tanto, no parece ser que el problema arriba detallado sea muy probable en el caso particular de los datos aquí utilizados. Si fuese verdad que bancos con costos medios altos ofrecen productos por los que los clientes están dispuestos a pagar más, los retornos no se deberían ver afectados por los altos costos y se esperaría encontrar una correlación alta entre los costos medios y los retornos.

Mercado	80,8%	118,1%	42,9%	85,9%
<i>Ineficiencia</i>	50,2%	57,1%	56,2%	117,3%
<hr/>				
<i>Promedio simple</i>				
<i>Ineficiencia</i>				70,2%

**Tabla 8.2. Descomposición de costos para el período: II Semestre 1993 - II Semestre 1994.**

	MINORISTAS CHICOS	MINORISTAS GRANDES	MAYORISTAS NACIONALES	MAYORISTAS EXTRANJEROS
Activos (millones)	<140	>140		
Diferencia	95,3%	194,5%	97,7%	211,3%
Mercado	86,1%	170,3%	-34,0%	117,1%
<i>Ineficiencia</i>	9,2%	24,2%	131,7%	94,2%
<hr/>				
<i>Promedio simple</i>				
<i>Ineficiencia</i>				64,8%

### VI. iii. Adición de otro producto bancario

Hasta aquí se han utilizado tres productos en la estimación de una función de costos: depósitos a la vista, préstamos, e intermediación. Sin embargo, otra variable que puede ser considerada como producto bancario es la de "Ingresos por Servicios," la cual está vinculada con los ingresos de los bancos por sus servicios relacionados con la provisión de cuentas y cajas de seguridad, comisiones por préstamos, valores mobiliarios, otorgación de garantías, comercio exterior y cambio, y otros.

Es cierto que esta variable lleva implícito un precio y un nivel de producto, lo cual puede distorsionar la comparación entre bancos y causar aberraciones en la estimación de la función de costos debido a que, por ejemplo, una variación en el precio acompañada de un producto constante sería captada como una variación en el producto. Si la variación en el precio se da en forma paralela en igual proporción y sentido para todas las entidades, es claro que esto no implica un problema de estimación, y sólo en los casos en que las variaciones de precios son dispares, se producirían aberraciones en la estimación de los parámetros de la función de costos. Sin embargo, es razonable suponer que si el mercado es lo suficientemente competitivo, un aumento de precios unilateral por parte de un banco en forma significativa es poco probable ya que implicaría una reducción del volumen de negocios.

La adición de esta variable se realiza para la división de bancos en minoristas y mayoristas, dado que si es verdadero que estos dos tipos de bancos enfrentan diferentes precios, y debido a que, como se ha dicho anteriormente, el producto Ingresos por Servicios está constituido por un precio y una cantidad implícitos, es necesario separar a este tipo de instituciones con el fin de captar en forma más realista el efecto sobre los costos totales proveniente de la "cantidad" de producto.

Como ocurre en el caso anterior en que se usan los tres productos originales, el nivel de ineficiencia cae del primer período al segundo, de 46% a 36% (ver tablas 9.1 y 9.2). El único caso en el que los resultados parecen diferir más agudamente con los anteriores, es el de los bancos minoristas grandes, ya que el nivel de ineficiencia de estos bancos se ve claramente reducido con la adición del cuarto producto.

**Tabla 9.1. Descomposición de costos para el período: I Semestre 1992 - I Semestre 1993.**

	MINORISTAS CHICOS	MINORISTAS GRANDES	MAYORISTAS
Activos (millones)	<140	>140	
Diferencia	129,3%	162,0%	183,8%
Mercado	95,3%	147,6%	90,3%
<i>Ineficiencia</i>	31,4%	13,1%	93,1%
<i>Promedio simple</i>			
<i>Ineficiencia</i>			45,9%

**Tabla 9.2. Descomposición de costos para el período: II Semestre 1993 - II Semestre 1994.**

	MINORISTAS CHICOS	MINORISTAS GRANDES	MAYORISTAS
Activos (millones)	<140	>140	
Diferencia	90,3%	204,6%	214,4%
Mercado	91,0%	201,1%	109,3%
<i>Ineficiencia</i>	-0,7%	3,4%	105,1%
<i>Promedio simple</i>			
<i>Ineficiencia</i>			35,9%

## Conclusiones

Los costos medios de la banca privada argentina presentan una gran dispersión y están ubicados en niveles muy superiores a los correspondientes a varios países europeos y a Estados Unidos, Canadá y Chile. Surge entonces el planteamiento acerca de cuáles son las fuentes causantes de estas observaciones, que bien pueden deberse, entre otras cosas, a la existencia de ineficiencia operativa y/o a la insuficiente explotación de economías de escala y de diversificación, de existir estas últimas.

En general, los valores hallados para la eficiencia X del sistema bancario argentino son interesantes, y tal vez esperables, al realizarse una comparación con los resultados hallados para sistemas financieros de otros países. El estudio realizado por Berger y Humphrey (1991), para los Estados Unidos, arroja medidas de ineficiencia promedio de 24% para los bancos de "branch

banking" y de 19% para los "unit banking." En el caso argentino, si bien se halla un nivel de ineficiencia promedio del 71% en el primer período analizado, considerablemente mayor al de Estados Unidos, en el segundo período se halla un nivel de ineficiencia de menos del 57%.

Es interesante destacar, sin embargo, que un mayor nivel de ineficiencia estimada para el caso argentino no significa necesariamente que la banca argentina es más ineficiente que la estadounidense. Más bien, una magnitud mayor de ineficiencia implica que la banca argentina no es tan homogénea en la dispersión de costos medios de la industria. O sea, aún con las estimaciones aquí halladas es posible, aunque tal vez no probable, que la curva de costos medios de los bancos más eficientes de la Argentina está por debajo de aquella correspondiente a los costos medios de los bancos estadounidenses más eficientes, mientras que la curva de costos medios de los bancos argentinos más ineficientes está por encima de la correspondiente a los bancos americanos<sup>17</sup>.

En cuanto a la reducción de la ineficiencia de la banca privada de 1992 a 1994, ésta puede ser interpretada como producto de la desregularización y crecimiento del sistema financiero argentino a partir de 1991, lo cual posiblemente ha forzado a bancos ineficientes a reducir sus costos con el fin de lograr su permanencia en el mercado.

En la Argentina tanto Buraschi y Valinotti (1995) como Rivas y Vicens (1994) intentan medir la ineficiencia X de la banca privada y del sistema financiero, respectivamente. En general, el uso de metodologías econométricas tradicionales que estos estudios aplican no permite separar el componente aleatorio que se encuentra dentro del término de error. Adicionalmente, estos estudios no incluyen los precios de los factores, un elemento crucial en la función de costos. La metodología de TFA aquí aplicada, a través del factor de mercado, elimina la sobreestimación de la ineficiencia X implícita en la metodología tradicional, entre otros problemas potenciales, ya que permite controlar por aquellos factores externos sobre los que las entidades no tienen control y que por lo tanto no deben adjudicarse como ineficiencia X.

En la literatura de costos bancarios existe consenso, en general, acerca de que la existencia de eficiencia X domina a las economías de escala y economías de diversificación. En este trabajo, la ineficiencia X es también la fuente más importante en la reducción de costos, debido a que los beneficios provenientes de rendimientos crecientes a escala son relativamente menores, y las economías de diversificación son generalmente pequeñas o inexistentes. De acuerdo a las comparaciones hechas con los niveles de ineficiencia X hallados en otros estudios, tanto para la Argentina como para Estados Unidos, se puede concluir que los niveles de ineficiencia X obtenidos en el trabajo brindan una medida adecuada representativa de la ineficiencia operativa global de la banca privada argentina, así como también que las mayores reducciones en los costos bancarios provendrían potencialmente de un uso más eficiente de los factores productivos.

---

<sup>17</sup> Sin embargo, dadas las características de la industria bancaria de Estados Unidos, en cuanto a su estructura, tamaño, precios y variedad de servicios, tiene sentido suponer que ésta es más competitiva que la argentina, y por ende más eficiente.

## Anexo I

### Funciones de costos

*Cobb-Douglas:*

$$(1) \quad \text{Ln}C_i = a_0 + \sum_i a_i * \text{Ln}Y_i + \sum_i b_i * \text{Ln}W_i$$

*Translog:*

$$(2) \quad \text{Ln}C_i = a_0 + \sum_i a_i * \text{Ln}Y_i + \sum_i b_i * \text{Ln}W_i + 0.5 * \sum_i \sum_j a_{ij} * \text{Ln}Y_i * \text{Ln}Y_j + \\ + 0.5 * \sum_i \sum_j b_{ij} * \text{Ln}W_i * \text{Ln}W_j + \sum_i \sum_j c_{ij} * \text{Ln}W_i * \text{Ln}Y_j$$

*Translog (interacción de productos con casas bancarias):*

$$(3) \quad \text{Ln}C_i = a_0 + \sum_i a_i * \text{Ln}Y_i + \sum_i b_i * \text{Ln}W_i + 0.5 * \sum_i \sum_j a_{ij} * \text{Ln}Y_i * \text{Ln}Y_j + \\ + 0.5 * \sum_i \sum_j b_{ij} * \text{Ln}W_i * \text{Ln}W_j + \sum_i \sum_j c_{ij} * \text{Ln}W_i * \text{Ln}Y_j + \\ + d_s * \text{Ln}S + 0.5 * d_{ss} * \text{Ln}S * \text{Ln}S + \sum_i d_i * \text{Ln}S * \text{Ln}Y_i$$

en donde C representa al costo, Y al producto, W al precio del insumo, y S a las casas bancarias.

Cualquiera sea la estimación, deberá asegurarse que las funciones de costos cumplan las siguientes restricciones: a) homogénea de grado 1 en precio de los factores; b) no decrecientes en precio de los factores; c) concavidad.

Ello implicará las siguientes restricciones en los coeficientes de las funciones:

*Cobb-Douglas:*

$$\sum_i b_i = 1 \\ a_i, b_i > 0, \text{ para todo } i$$

*Translog:*

$$\sum_i b_i = 1 \\ \sum_i b_{ij} = 0, \text{ por H1}$$

$b_{ij} = b_{ji}$ , por Lema de Shephard  
 $\sum_i c_{ij} = 0$ , por H1

## Anexo II

### Test de hipótesis de función translog vs. Cobb-Douglas

	Chi <sup>2</sup> REGRESIÓN	Chi <sup>2</sup> estadístico (1% significatividad)	Ho: $b_{ij}=0$
<b>PRIMER PERÍODO</b> (Ene.92-Jun.93)	329.37	50.89	rechazar
<b>SEGUNDO PERÍODO</b> (Jul.93-Dic.94)	703.31	50.89	rechazar

## Anexo III

### Economías de diversificación específicas

La existencia de economías de diversificación requiere que se cumpla en (2) (Anexo I) la siguiente expresión:

$$a_{ij} + \eta_i * \eta_j < 0(a)$$

donde  $\eta_i$  y  $\eta_j$  representan las elasticidades de costo. (a) es la condición que se deriva de la medida de diversificación específica siguiente

$$\partial^2 C / \partial y_i \partial y_j = C / y_i y_j * [a_{ij} + \eta_i * \eta_j] < 0$$

## **Anexo IV**

### **Funciones de costos estimadas\***

**METODO DE ESTIMACION: ITERATIVE SEEMINGLY UNRELATED REGRESSION**

Convergencia		31 iteraciones		
Sistema		CUARTIL 1, PRIMER PERIODO		
Variable		Coefficiente	Error Std.	Estad-T
C(1)	constante	(1,0926)	2,5436	(0,4295)
C(2)	Préstamos	(0,4409)	0,6681	(0,6599)
C(3)	Depósitos a la vista	0,6189	0,2975	2,0803
C(4)	Intermediación	0,3985	0,2272	1,7537
C(37)	Plazo fijo medio	0,1200	0,0275	4,3705
C(38)	Préstamo medio	(0,0309)	0,0323	(0,9552)
C(39)	Depósito medio	(0,2624)	0,0394	(6,6648)
C(8)	Salario	0,6589	0,0983	6,7000
C(9)	Interés	(0,2732)	0,1135	(2,4074)
1C(9)-C(8)	Precio de Materiales	* 0,6143	0,0760	8,0811
C(5)	(Préstamos*Préstamos)/2	0,1811	0,1078	1,6805
C(6)	(Dep.Vista*Dep.Vista)/2	0,0306	0,0222	1,3761
C(7)	(Intermediación*Intermediación)/2	0,0418	0,0117	3,5666
-C(35)-C(34)	(Salario*Salario)/2	* (0,0133)	0,0136	(0,9781)
-C(36)-C(34)	(Interés*Interés)/2	* (0,0143)	0,0113	(1,2711)
-C(36)-C(35)	(P.Materiales*P.Materiales)/2	* (0,0010)	0,0100	(0,1005)
C(10)	(Préstamos*Dep.Vista)/2	(0,0803)	0,0999	(0,8039)
C(11)	(Préstamos*Intermediación)/2	(0,1147)	0,0678	(1,6917)
-C(20)-C(21)	(Préstamos*Salario)	* (0,0454)	0,0146	(3,1174)
C(20)	(Préstamos*Interés)	0,0649	0,0182	3,5720
C(21)	(Préstamos*P.Materiales)	(0,0195)	0,0126	(1,5512)
C(22)	(Dep.Vista*Intermediación)/2	(0,0335)	0,0370	(0,9035)
-C(25)-C(26)	(Dep.Vista*Salario)	* 0,0183	0,0073	2,4982
C(25)	(Dep.Vista*Interés)	(0,0132)	0,0095	(1,3916)
C(26)	(Dep.Vista*P.Materiales)	(0,0052)	0,0066	(0,7818)
-C(33)-C(32)	(Intermediación*Salario)	* 0,0109	0,0059	1,8296
C(32)	(Intermediación*Interés)	(0,0089)	0,0072	(1,2401)
C(33)	(Intermediación*P.Materiales)	(0,0019)	0,0048	(0,4005)
C(34)	(Salario*Interés)/2	0,0016	0,0123	0,1265
C(35)	(Salario*P.Materiales)/2	(0,0117)	0,0059	(1,9879)
C(36)	(Interés*P.Materiales)/2	0,0127	0,0113	1,1326
C(40)	Adelantos	0,0762	0,1208	0,6308
C(41)	Documentados	(0,3687)	0,1309	(2,8174)
C(42)	Hipotecarios	0,8063	0,3764	2,1420
C(43)	Prendarios	0,0648	0,4608	0,1407
C(44)	Personales	(0,2172)	0,2819	(0,7705)
C(45)	Casas	0,1803	0,0600	3,0055
Observaciones: 90				
R-cuadrado		0,9538	Promedio var depend	8,5945
R-cuadrado ajustado		0,9315	Desv std de var depen	1,1368
E.S. de regresión		0,2976	Suma cuadrada de residuos	5,3142
Durbin-Watson		1,8229		

\*Los errores estándar y los estad. t han sido aproximados

\*Los resultados correspondientes a las ecuaciones de "input share" pueden ser obtenidas del autor. Asimismo, las estimaciones de elasticidades a escala obtenidas a través de la estimación de una función de costos convencional.

METODO DE ESTIMACION: ITERATIVE SEEMINGLY UNRELATED REGRESSION

Convergencia		7 iteraciones		
Sistema		CUARTIL 4, PRIMER PERIODO		
Variable		Coefficiente	Error Std.	Estad-T
C(1)	constante	(0,6743)	0,9327	(0,7230)
C(2)	Préstamos	1,0732	0,3322	3,2304
C(3)	Depósitos a la vista	(0,4675)	0,2404	(1,9445)
C(4)	Intermediación	0,1972	0,0883	2,2321
C(37)	Plazo fijo medio	(0,0179)	0,0242	(0,7392)
C(38)	Préstamo medio	(0,0518)	0,0134	(3,8723)
C(39)	Depósito medio	(0,0384)	0,0244	(1,5743)
C(8)	Salario	0,2352	0,0529	4,4428
C(9)	Interés	0,3532	0,0639	5,5318
1-C(9)-C(8)	Precio de Materiales	* 0,4116	0,0573	7,1798
C(5)	(Préstamos*Préstamos)/2	0,0450	0,0774	0,5810
C(6)	(Dep.Vista*Dep.Vista)/2	0,0003	0,0404	0,0067
C(7)	(Intermediación*Intermediación)/2	0,0091	0,0051	1,7904
-C(35)-C(34)	(Salario*Salario)/2	* 0,0580	0,0134	4,3157
-C(36)-C(34)	(Interés*Interés)/2	* 0,0873	0,0094	9,3291
-C(36)-C(35)	(P.Materiales*P.Materiales)/2	* 0,0293	0,0081	3,5959
C(10)	(Préstamos*Dep.Vista)/2	(0,0346)	0,1053	(0,3285)
C(11)	(Préstamos*Intermediación)/2	(0,0294)	0,0409	(0,7194)
-C(20)-C(21)	(Préstamos*Salario)	* (0,0515)	0,0122	(4,2224)
C(20)	(Préstamos*Interés)	0,1360	0,0156	8,7232
C(21)	(Préstamos*P.Materiales)	(0,0845)	0,0133	(6,3601)
C(22)	(Dep.Vista*Intermediación)/2	(0,0137)	0,0327	(0,4182)
-C(25)-C(26)	(Dep.Vista*Salario)	* 0,0542	0,0106	5,0949
C(25)	(Dep.Vista*Interés)	(0,1212)	0,0140	(8,6657)
C(26)	(Dep.Vista*P.Materiales)	0,0671	0,0116	5,7683
-C(33)-C(32)	(Intermediación*Salario)	* (0,0132)	0,0034	(3,8856)
C(32)	(Intermediación*Interés)	0,0070	0,0042	1,6637
C(33)	(Intermediación*P.Materiales)	0,0062	0,0037	1,7056
C(34)	(Salario*Interés)/2	(0,0514)	0,0109	(4,7099)
C(35)	(Salario*P.Materiales)/2	0,0065	0,0071	0,9157
C(36)	(Interés*P.Materiales)/2	(0,0358)	0,0087	(4,1035)
C(40)	Adelantos	(0,1013)	0,1200	(0,8447)
C(41)	Documentados	(0,0090)	0,0870	(0,1032)
C(42)	Hipotecarios	(0,1357)	0,3173	(0,4276)
C(43)	Prendarios	0,0003	0,1701	0,0018
C(44)	Personales	(0,1137)	0,1016	(1,1193)
C(45)	Casas	0,4841	0,0245	19,7478
Observaciones: 90				
R-cuadrado		0,9958	Promedio var depend	9,5200
R-cuadrado ajust		0,9937	Desv std de var depen	1,0800
E.S. de regresión		0,0856	Suma cuadrada de residuos	0,4400
Durbin-Watson		1,9986		

\*Los errores estándar y los estad. t han sido aproximados



METODO DE ESTIMACION: ITERATIVE SEEMINGLY UNRELATED REGRESSION

Convergencia		21 iteraciones			
Sistema		CUARTIL 1, SEGUNDO PERIODO			
Variable		Coefficiente	Error Std.	Estad-T	
C(1)	constante	(3,0892)	2,1234	(1,4548)	
C(2)	Préstamos	0,3450	0,3424	1,0077	
C(3)	Depósitos a la vista	0,3153	0,2985	1,0562	
C(4)	Intermediación	0,2340	0,1672	1,3992	
C(37)	Plazo fijo medio	0,1633	0,0436	3,7490	
C(38)	Préstamo medio	(0,0982)	0,0394	(2,4918)	
C(39)	Depósito medio	(0,1686)	0,0520	(3,2450)	
C(8)	Salario	0,4764	0,0891	5,3483	
C(9)	Interés	(0,1034)	0,1152	(0,8977)	
1-C(9)-C(8)	Precio de Materiales	*	0,6270	0,0793	7,9053
C(5)	(Préstamos*Préstamos)/2	0,0533	0,0643	0,8299	
C(6)	(Dep.Vista*Dep.Vista)/2	0,0782	0,0401	1,9504	
C(7)	(Intermediación*Intermediación)/2	0,0530	0,0146	3,6400	
-C(35)-C(34)	(Salario*Salario)/2	*	0,0339	0,0166	2,0386
-C(36)-C(34)	(Interés*Interés)/2	*	(0,0076)	0,0179	(0,4254)
-C(36)-C(35)	(P.M ateriales*P.M ateriales)/2	*	(0,0415)	0,0123	(3,3657)
C(10)	(Préstamos*Dep.Vista)/2	(0,0414)	0,1143	(0,3618)	
C(11)	(Préstamos*Intermediación)/2	(0,0771)	0,0573	(1,3460)	
-C(20)-C(21)	(Préstamos*Salario)	*	(0,0400)	0,0119	(3,3488)
C(20)	(Préstamos*Interés)	0,0270	0,0152	1,7733	
C(21)	(Préstamos*P.Materiales)	0,0130	0,0105	1,2438	
C(22)	(Dep.Vista*Intermediación)/2	(0,0601)	0,0367	(1,6398)	
-C(25)-C(26)	(Dep.Vista*Salario)	*	0,0089	0,0088	1,0104
C(25)	(Dep.Vista*Interés)	0,0173	0,0111	1,5524	
C(26)	(Dep.Vista*P.Materiales)	(0,0261)	0,0073	(3,5675)	
-C(33)-C(32)	(Intermediación*Salario)	*	0,0053	0,0053	0,9992
C(32)	(Intermediación*Interés)	(0,0081)	0,0073	(1,1102)	
C(33)	(Intermediación*P.Materiales)	0,0028	0,0053	0,5236	
C(34)	(Salario*Interés)/2	(0,0397)	0,0146	(2,7274)	
C(35)	(Salario*P.Materiales)/2	(0,0059)	0,0065	(0,9072)	
C(36)	(Interés*P.Materiales)/2	0,0473	0,0120	3,9436	
C(40)	Adelantos	0,2076	0,1458	1,4241	
C(41)	Documentados	0,1273	0,1309	0,9724	
C(42)	Hipotecarios	0,8046	0,2395	3,3589	
C(43)	Prendarios	(0,4594)	0,4172	(1,1010)	
C(44)	Personales	(0,0462)	0,3748	(0,1234)	
C(45)	Casas	0,1787	0,0780	2,2905	
Observaciones: 90					
R-cuadrado		0,9486	Promedio var depend	8,8976	
R-cuadrado ajust		0,9237	Desv std de var depen	1,1872	
E.S. de regresión		0,3279	Suma cuadrada de residuos	6,4520	
Durbin-Watson		1,6636			

\*Los errores estándar y los estad. t han sido aproximados



METODO DE ESTIMACION: ITERATIVE SEEMINGLY UNRELATED REGRESSION

Convergencia		20 iteraciones		
Sistema		CUARTIL 4, SEGUNDO PERIODO		
Variable		Coficiente	Error Std.	Estad-T
C(1)	constante	(0,182)	0,7715	(0,1532)
C(2)	Préstamos	1,6470	0,2424	6,7935
C(3)	Depósitos a la vista	(10603)	0,2525	(4,1995)
C(4)	Intermediación	0,2319	0,0616	3,7623
C(37)	Plazo fijo medio	0,0041	0,0188	0,2171
C(38)	Préstamo medio	(0,0118)	0,0078	(1,5028)
C(39)	Depósito medio	(0,0359)	0,0139	(2,5758)
C(8)	Salario	0,3603	0,0635	5,6772
C(9)	Interés	0,6028	0,0733	8,2185
1-C(9)-C(8)	Precio de Materiales *	0,0369	0,0671	0,5503
C(5)	(Préstamos*Préstamos)/2	(0,0041)	0,0687	(0,0601)
C(6)	(Dep.Vista*Dep.Vista)/2	0,1268	0,0522	2,4300
C(7)	(Intermediación*Intermediación)/2	0,0108	0,0056	1,9359
-C(35)-C(34)	(Salario*Salario)/2 *	0,0757	0,0086	8,7743
-C(36)-C(34)	(Interés*Interés)/2 *	-0,1151	0,0107	10,7560
-C(36)-C(35)	(P.Materiales*P.Materiales)/2 *	0,0394	0,0098	4,0126
C(10)	(Préstamos*Dep.Vista)/2	(0,1364)	0,1176	(1,1600)
C(11)	(Préstamos*Intermediación)/2	0,0367	0,0225	1,6320
-C(20)-C(21)	(Préstamos*Salario) *	(0,0718)	0,0127	(5,6431)
C(20)	(Préstamos*Interés)	0,1144	0,0136	8,4038
C(21)	(Préstamos*P.Materiales)	(0,0425)	0,0137	(3,0952)
C(22)	(Dep.Vista*Intermediación)/2	(0,0644)	0,0273	(2,3552)
-C(25)-C(26)	(Dep.Vista*Salario) *	0,0567	0,0133	4,2644
C(25)	(Dep.Vista*Interés)	(0,1259)	0,0150	(8,4065)
C(26)	(Dep.Vista*P.Materiales)	0,0691	0,0136	5,0844
-C(33)-C(32)	(Intermediación*Salario) *	(0,0078)	0,0039	(1,9970)
C(32)	(Intermediación*Interés)	0,0252	0,0047	5,3313
C(33)	(Intermediación*P.Materiales)	(0,0175)	0,0043	(4,0857)
C(34)	(Salario*Interés)/2	(0,0409)	0,0074	(5,5229)
C(35)	(Salario*P.Materiales)/2	0,0348	0,0068	5,1124
C(36)	(Interés*P.Materiales)/2	(0,0742)	0,0079	(9,3363)
C(40)	Adelantos	0,0208	0,0771	0,2703
C(41)	Documentados	0,1193	0,0720	1,6563
C(42)	Hipotecarios	0,3355	0,1251	2,6816
C(43)	Prendarios	(0,4087)	0,1390	(2,9410)
C(44)	Personales	(0,0199)	0,0721	(0,2757)
C(45)	Casas	0,5267	0,0188	27,9457
Observaciones: 90				
R-cuadrado		0,9982	P romedio var depend	9,7018
R-cuadrado ajust		0,9973	Desv std de var depen	1,1172
E.S. de regresión		0,0585	Suma cuadrada de residuos	0,2051
Durbin-Watson		1,8464		

\*Los errores estándar y los estad. t han sido aproximados



METODO DE ESTIMACION: ITERATIVE SEEMINGLY UNRELATED REGRESSION

Convergencia		25 iteraciones		
Sistema		CUARTIL 1, PRIMER PERIODO, con interacción de casas y productos		
Variable		Coefficiente	Error Std.	Estad-T
C(1)	constante	1,7308	2,9508	0,5866
C(2)	Préstamos	(0,9772)	0,7116	(1,3732)
C(3)	Depósitos a la vista	0,4385	0,3666	1,1963
C(4)	Intermediación	0,4607	0,2412	1,9098
C(37)	Plazo fijo medio	0,1162	0,0271	4,2808
C(38)	Préstamo medio	(0,0328)	0,0331	(0,9909)
C(39)	Depósito medio	(0,2630)	0,0395	(6,6554)
C(8)	Salario	0,6795	0,0985	6,8998
C(9)	Interés	(0,3067)	0,1142	(2,6852)
1-C(9)-C(8)	Precio de Materiales *	0,6271	0,0765	8,1987
C(5)	(Préstamos*Préstamos)/2	0,2018	0,1067	1,8905
C(6)	(Dep.Vista*Dep.Vista)/2	0,0142	0,0296	0,4795
C(7)	(Intermediación*Intermediación)/2	0,0454	0,0120	3,7735
-C(35)-C(34)	(Salario*Salario)/2 *	0,0034	0,0136	0,2488
-C(36)-C(34)	(Interés*Interés)/2 *	(0,0225)	0,0154	(1,4667)
-C(36)-C(35)	(P.Materiales*P.Materiales)/2 *	(0,0008)	0,0100	(0,0785)
C(10)	(Préstamos*Dep.Vista)/2	0,0181	0,1209	0,1494
C(11)	(Préstamos*Intermediación)/2	(0,1093)	0,0676	(1,6160)
-C(20)-C(21)	(Préstamos*Salario) *	(0,0442)	0,0146	(3,0230)
C(20)	(Préstamos*Interés)	0,0657	0,0184	3,5745
C(21)	(Préstamos*P.Materiales)	(0,0215)	0,0126	(1,6996)
C(22)	(Dep.Vista*Intermediación)/2	(0,0791)	0,0486	(1,6274)
-C(25)-C(26)	(Dep.Vista*Salario) *	0,0189	0,0074	2,5637
C(25)	(Dep.Vista*Interés)	(0,0137)	0,0096	(1,4299)
C(26)	(Dep.Vista*P.Materiales)	(0,0053)	0,0066	(0,7940)
-C(33)-C(32)	(Intermediación*Salario) *	0,0112	0,0060	1,8753
C(32)	(Intermediación*Interés)	(0,0102)	0,0073	(1,4019)
C(33)	(Intermediación*P.Materiales)	(0,0010)	0,0049	(0,1969)
C(34)	(Salario*Interés)/2	0,0092	0,0122	0,7498
C(35)	(Salario*P.Materiales)/2	(0,0126)	0,0060	(2,1027)
C(36)	(Interés*P.Materiales)/2	0,0133	0,0113	1,1783
C(40)	Adelantos	0,1061	0,1188	0,8934
C(41)	Documentados	(0,3198)	0,1333	(2,3984)
C(42)	Hipotecarios	0,8092	0,3812	2,1227
C(43)	Prendarios	0,1132	0,4589	0,2466
C(44)	Personales	(0,0506)	0,2931	(0,1727)
C(45)	Casas	0,7028	0,4710	1,4922
C(46)	(Casas*Casas)/2	(0,0270)	0,1078	(0,2508)
C(47)	(Casas*Préstamos)	(0,0797)	0,0839	(0,9504)
C(48)	(Casas*Dep.Vista)	(0,0099)	0,0605	(0,1632)
C(49)	(Casas*Intermediación)	0,0511	0,0360	1,4204
Observaciones: 90				
R-cuadrado		0,9597	Promedio var depend	8,5945
R-cuadrado ajust		0,9359	Desv std de var depen	1,1368
E.S. de regresión		0,2878	Suma cuadrada de residuos	4,6377
Durbin-Watson		1,7870		

\*Los errores estándar y los estad. t han sido aproximados



METODO DE ESTIMACION: ITERATIVE SEEMINGLY UNRELATED REGRESSION

Convergencia		25 iteraciones		
Sistema		CUARTIL 1, SEGUNDO PERIODO, con interacción de casas y productos		
Variable		Coefficiente	Error Std.	Estad-T
C(1)	constante	(0,4828)	2,2296	(0,2166)
C(2)	Préstamos	(0,0162)	0,3614	(0,0449)
C(3)	Depósitos a la vista	0,1886	0,4270	0,4416
C(4)	Intermediación	0,0911	0,1712	0,5319
C(37)	Plazo fijo medio	0,1796	0,0436	4,1159
C(38)	Préstamo medio	(0,0945)	0,0413	(2,2873)
C(39)	Depósito medio	(0,1739)	0,0547	(3,1822)
C(8)	Salario	0,5248	0,0898	5,8462
C(9)	Interés	(0,1701)	0,1175	(1,4479)
1-C(9)-C(8)	Precio de Materiales *	0,6454	0,0808	7,9893
C(5)	(Préstamos*Préstamos)/2	0,0178	0,0763	0,2333
C(6)	(Dep.Vista*Dep.Vista)/2	0,0529	0,0533	0,9934
C(7)	(Intermediación*Intermediación)/2	0,0480	0,0146	3,2825
-C(35)-C(34)	(Salario*Salario)/2 *	0,0284	0,0164	1,7336
-C(36)-C(34)	(Interés*Interés)/2 *	(0,0247)	0,0178	(1,3811)
-C(36)-C(35)	(P.Materiales*P.Materiales)/2 *	(0,0441)	0,0125	(3,5221)
C(10)	(Préstamos*Dep.Vista)/2	0,0581	0,1488	0,3902
C(11)	(Préstamos*Intermediación)/2	(0,0240)	0,0571	(0,4199)
-C(20)-C(21)	(Préstamos*Salario) *	(0,0402)	0,0121	(3,3241)
C(20)	(Préstamos*Interés)	0,0273	0,0156	1,7572
C(21)	(Préstamos*P.Materiales)	0,0128	0,0106	1,2103
C(22)	(Dep.Vista*Intermediación)/2	(0,0829)	0,0402	(2,0592)
-C(25)-C(26)	(Dep.Vista*Salario) *	0,0126	0,0170	0,7434
C(25)	(Dep.Vista*Interés)	0,0139	0,0113	1,2230
C(26)	(Dep.Vista*P.Materiales)	(0,0265)	0,0074	(3,5714)
-C(33)-C(32)	(Intermediación*Salario) *	0,0053	0,0053	0,9902
C(32)	(Intermediación*Interés)	(0,0085)	0,0074	(1,1394)
C(33)	(Intermediación*P.Materiales)	0,0032	0,0054	0,5829
C(34)	(Salario*Interés)/2	(0,0239)	0,0145	(1,6489)
C(35)	(Salario*P.Materiales)/2	(0,0044)	0,0065	(0,6840)
C(36)	(Interés*P.Materiales)/2	0,0486	0,0123	3,9411
C(40)	Adelantos	0,2781	0,1428	1,9482
C(41)	Documentados	0,1078	0,1261	0,8553
C(42)	Hipotecarios	0,6386	0,2412	2,6479
C(43)	Prendarios	(0,5450)	0,4381	(1,2440)
C(44)	Personales	(0,1531)	0,3608	(0,4245)
C(45)	Casas	0,6767	0,5773	1,1721
C(46)	(Casas*Casas)/2	0,0144	0,1428	0,1012
C(47)	(Casas*Préstamos)	0,0791	0,1005	0,7869
C(48)	(Casas*Dep.Vista)	(0,1318)	0,1024	(1,2878)
C(49)	(Casas*Intermediación)	(0,0041)	0,0425	(0,0958)
Observaciones: 90				
R-cuadrado		0,9613	Promedio var depend	8,8976
R-cuadrado ajust		0,9385	Desv std de var depen	1,1872
E.S. de regresión		0,2944	Suma cuadrada de residuos	4,8520
Durbin-Watson		1,7662		

\*Los errores estándar y los estad. t han sido aproximados

## **Bibliografía**

Aly, Hassan Y., Richard Grabowski, Carl Pasurka, and Nanda Rangan, "Technical, scale, and allocative efficiencies in U.S. banking: An empirical investigation," Review of Economics and Statistics, 72, 211-218.

Bauer, P.W., "Recent developments in the econometric estimation of frontiers," Journal of Econometrics, number 46, 1990.

Bauer, P.W., A.N.Berger, and D.B.Humphrey, "Efficiency and productivity growth in U.S.Banking," The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications, edited by H.O.Fried, C.A.Knox Lovell, and S.S.Schmidt, Oxford University Press, Oxford, 1993.

Berger, A.N., D.Hancock, and D.B.Humphrey, "Bank efficiency derived from the profit function," Journal of Banking and Finance, number 17, 1993.

Berger, A.N., G.A.Hanweck, and D.B.Humphrey, "Competitive Viability in Banking: Scale, Scope, and Product Mix Economies," Journal of Monetary Economics, number 20, 1987.

Berger, A.N. and D.B.Humphrey, "Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Review," Federal Reserve Board, Washington, D.C., October 1995.

Berger, A.N. and D.B.Humphrey, "Bank Scale Economies, Mergers, Concentration, and Efficiency: The U.S. Experience," Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series, no. 23, Washington, D.C., August 1994.

Berger, A.N. and D.B.Humphrey, "The dominance of inefficiencies over scale and product mix economies in banking," Journal of Monetary Economics, number 28, April 1991.

Berger, A.N., W.C.Hunter, S.G.Timme, "The efficiency of financial institutions: A review and preview of research past, present, and future," Journal of Banking and Finance, number 17, 1993.

Buraschi, M.P de, P.Valinotti, "Banking Efficiency," *Problems of Structural Change in the 21st Century: National and Comparative Research from Argentina, Brazil and Germany*, Papers and Proceedings of the first Arnoldshain Seminar, October 18-20, 1995.

Clark, Jeffrey, "Economies of Scale and Scope At Depository Financial Institutions: A Review of the Literature," Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, Sept./Oct. 1988.

D'Amato, L., B.López, M.F.Penas, J.M.Streb, "Una función de costos para la industria bancaria," *Estudios Económicos*, BCRA, agosto 1994.

Delfino, José A., "Economías de escala y de producción conjunta en el sistema bancario argentino," Inst. de Economía y Finanzas, Fac. de Cs.Ecón., Univ. Nacional de Córdoba, Córdoba, julio 1990.

Evanof, D.D. and P.R.Israilevich, "Productive efficiency in banking," Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, Chicago, 1991.

Feldman, Ernesto, "Costos bancarios: estimaciones mediante análisis de corte transversal y series de tiempo," Serie de Estudios Técnicos, Centro de Estudios Monetarios y Bancarios del Banco Central de la República Argentina, número 30, abril 1978.

Ferrier, G.D., S.Grosskopf, K.J.Hayes, S.Yaisawarng, "Economies of diversification in the banking industry," Journal of Monetary Economics, number 31, 1993.

Ferrier, G.D. and C.A.K.Lovell, "Measuring cost efficiency in banking: Econometric and linear programming evidence," Journal of Econometrics, number 46, 1990.

Gilligan, T., M. Smirlock, and W. Marshall, "Scale and Scope Economies in the Multi-Product Banking Firm," Journal of Monetary Economics, number 13, 1984.

Grosskopf, Shawna, Kathy Hayes, y Suthathip Yaisawarng, "Measuring economies of scope: Two frontier approaches," Working Paper, Southern Illinois University, Carbondale, IL, 1988.

Humphrey, David B., "Why Do Estimates of Bank Scale Economies Differ?," Economic Review, federal Reserve Bank of Richmond, Sep./Oct. 1990.

Hunter, W.C., Stephen G. Timme, "Core Deposits and Physical Capital: A Reexamination of Bank Scale Economies and Efficiency with Quasi-Fixed Inputs," Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 27, no.1, February 1995.

Hunter, W.C., Stephen G. Timme, "Technical Change, Organization Form, and the Structure of Bank Production," Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 18, no.2, May 1986.

Lawrence, Colin, "Banking Costs, Generalized Functional Forms, and Estimation of Economies of Scale and Scope," Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 21, no.3, August 1989.

Mester, Loretta, "A Multiproduct Cost Study of Savings and Loans," The Journal of Finance, vol. XLII, no.2, june 1987.

Rivas, Carlos G., "Costos bancarios, producción múltiple y rendimientos a escala," Banco Central de la República Argentina, Serie de Estudios Técnicos, núm.61, septiembre 1984.

Santibañes, Fernando de, "Estimación de funciones de costos bancarios," CEMYB, BCRA, noviembre 1975.

Shaffer, Sherrill, "A Revenue-Restricted Cost Study of 100 Large Banks," Federal Reserve Bank of Philadelphia, Economic Research Division, Working Paper no. 11, July 1992.

Streb, J.M. y L.D'Amato, "Economías de escala y utilización de la capacidad instalada. Evidencia empírica de los bancos minoristas en Argentina," BCRA, marzo 1995.

Tannenwald, R., "Differences across first district banks in operational efficiency," New England Economic Review, Federal Reserve Bank of Boston, Boston, May/June 1995.

Vicens, M. y C.Rivas, "El costo del crédito en la Argentina," Asociación de Bancos Argentinos, Buenos Aires, octubre 1994.