

# ESTIMACIÓN DE UNA FUNCIÓN DE COSTOS PARA LOS BANCOS PRIVADOS ARGENTINOS UTILIZANDO DATOS EN PANEL

**Autor : Tamara Burdisso**

**Documento de Trabajo Nro. 3**

*Agosto 1997*

Banco Central de la República Argentina. Las opiniones expresadas son personales. Agradezco muy especialmente a Laura D'Amato, por sus comentarios y sugerencias. Asimismo, a mis compañeros de trabajo, por la disposición brindada para atender mis dudas, así como también a Jorge Streb, Walter Sosa y Patricia Botargues, y, a Hildegart Ahumada por su supervisión. Cualquier error, sin embargo, es de mi estricta responsabilidad.  
Remitir correspondencia a Gerencia de Investigación, Banco Central de la República Argentina, Reconquista 266, Cap Fed, Buenos Aires, 1003, Argentina.

Tel: 54-1-348-3814 Fax: 54-1-348-3662

EMAIL: APOWELL@BCRA.GOV.AR

## **Resumen**

Las estimaciones de costos bancarios realizadas para Argentina se han basado en análisis de corte transversal. En este trabajo, se intenta estimar una función de costos para los bancos privados argentinos, utilizando datos de panel. El principal interés en realizar el análisis con datos de panel es a los fines de capturar la heterogeneidad no observable, ya sea entre firmas como en el tiempo, imposible de obtener con estudios de corte transversal o de series de tiempo en forma separada.

Se consideraron los bancos privados en el período 1992 - 1994. En dicho período, el sistema financiero argentino observó una recuperación muy importante en su nivel de actividad, como consecuencia de la remonetización de la economía, generada por la vigencia del Plan de Convertibilidad, y del rápido crecimiento que experimentó la misma.

Para el período analizado, los resultados obtenidos evidenciaron rendimientos crecientes a escala y una importante heterogeneidad latente entre las firmas.

## **Summary**

Previous estimations of banking costs for Argentina are based on a cross-section analysis. This paper attempts to estimate a cost function for Argentine private banks by using panel data. The main interest in carrying out this analysis using panel data is to capture an unobserved heterogeneity - either among firms or in the time dimension- which is impossible to attain through either cross-section or time series studies carried out separately.

This study analyzes the private banking sector in the 1992-1994 period, during which the financial system in Argentina showed a very important recovery in its activity. In particular, this period was characterized by a significant increase in the monetization of the economy generated by the Convertibility Plan, as well as by a rapid growth of the economy.

The results for the period analysed indicate the existence of increasing returns to scale together with an important heterogeneity across firms.

Clasificación JEL: C33, D24

<b>Introducción</b>	1
<b>1. Costos Bancarios y Monetización</b>	2
<b>2. El Marco Teórico. Funciones de Costos y Economías de Escala</b>	6
2. 1. Funciones de Costos	6
2. 2. Producto y Costo Bancario	7
2. 3. Economías de Escala y de Diversificación	7
2. 3.a. Economías de Escala	8
2. 3.b. Economías de Diversificación	8
<b>3. La Literatura de Costos Bancarios en Argentina</b>	9
<b>4. Datos en Panel</b>	11
4. 1. Beneficios del Uso de Datos en Panel	11
4. 2. Modelo de Componentes de Errores	11
<b>5. Resultados Empíricos</b>	15
5. 1. Los Datos	15
5. 2. Modelos Estimados	16
5. 3. Elasticidades a Escala para los Modelos A y B	19
5. 4. Los Efectos Fijos	22
5. 5. Economías de Diversificación	25
<b>6. Conclusiones</b>	27
Anexo 1	29
Anexo 2	32
Anexo 3	33
Bibliografía	34

## Introducción

El estudio empírico de la función de costos de la industria bancaria brinda información acerca del tamaño y de la combinación del producto con la que opera. Los clientes de los servicios bancarios pueden estar interesados en los costos del sistema, pues los mismos afectan directamente sus decisiones. Asimismo, el estudio de los costos bancarios es relevante ya que, a través de dicha industria se canalizan una parte importante de los ahorros de la sociedad (Rivas, 1984).

Se estima en este trabajo, una función de costos bancarios mediante el uso de datos de panel para los bancos privados argentinos. En este caso, las N unidades que conforman los datos del panel son las firmas bancarias cuyo comportamiento se observa en T períodos. El objetivo de estudiar los datos en panel es a fin de capturar la heterogeneidad no observable, ya sea entre firmas como en el tiempo, dado que no se puede detectar ni con estudios de series temporales ni de corte transversal .

El período de análisis que se considera en este trabajo, es el comprendido entre el primer semestre de 1992 al segundo semestre de 1994<sup>1</sup>. El mismo resulta particularmente interesante, ya que el sistema financiero argentino, y en particular la banca privada, evidenciaron una recuperación del nivel de actividad de la industria. Esto respondió a la remonetización de la economía, que acompañó al proceso de estabilización logrado por el Plan de Convertibilidad<sup>2</sup>, así como también al rápido crecimiento que experimentó la misma.

Al utilizar la metodología de datos en panel, se hallaron importantes rendimientos crecientes a escala para la banca privada Argentina, resultado que contrasta fuertemente con los obtenidos en trabajos anteriores para estudios de corte transversal, en los que se encuentran generalmente rendimientos constantes a escala o leves economías.

Se muestra además, que este resultado se vincula al hecho de que las estimaciones realizadas mediante el uso de datos de panel incorporan la dimensión temporal, permitiendo diferenciar entre efectos de corto plazo (asociados al estimador “within”) y efectos de largo plazo (asociados al estimador “between”).

El trabajo se estructura de la siguiente manera: La primera sección describe la evolución del sistema financiero y los costos bancarios en el período de análisis. La segunda, el marco conceptual; la tercera, incluye una breve reseña de los estudios realizados hasta el momento para Argentina, sobre estimaciones de costos bancarios; la cuarta, explica sucintamente los modelos de datos de panel utilizados en las estimaciones aquí realizadas; la quinta, muestra los resultados empíricos obtenidos; y finalmente, la sexta, presenta las conclusiones.

---

<sup>1</sup> Se dispone de datos semestrales para los meses de junio y diciembre para el período comprendido entre 1992 - 1994.

<sup>2</sup> El Plan de Convertibilidad se implementó en abril de 1991.

## 1. Costos Bancarios y Monetización

El período de análisis de este trabajo comienza en el primer semestre de 1992, a un año del Plan de Convertibilidad, y finaliza en el segundo semestre de 1994, antes del llamado “efecto Tequila”<sup>3</sup>. Durante dicho período, el producto bancario creció sostenidamente, como consecuencia, tanto del proceso de remonetización de la economía, asociado a la estabilidad generada por el Plan de Convertibilidad, así como también, del rápido crecimiento de la misma. En el Gráfico 1 se ilustra este proceso a través de la evolución del coeficiente de monetización ( $M3^{*4} / PBI$ ). Cabe destacar que, para fines del año 1994, el grado de monetización de la economía era de 21%, lo que representaba un crecimiento cercano al 70% en relación a junio de 1992. De todas maneras, estos niveles de monetización resultan aún muy bajos al comparárselos con los de otros países, como por ejemplo Chile 37%, Estados Unidos 60%, España 80%, Reino Unido 90% o Japón 110%.

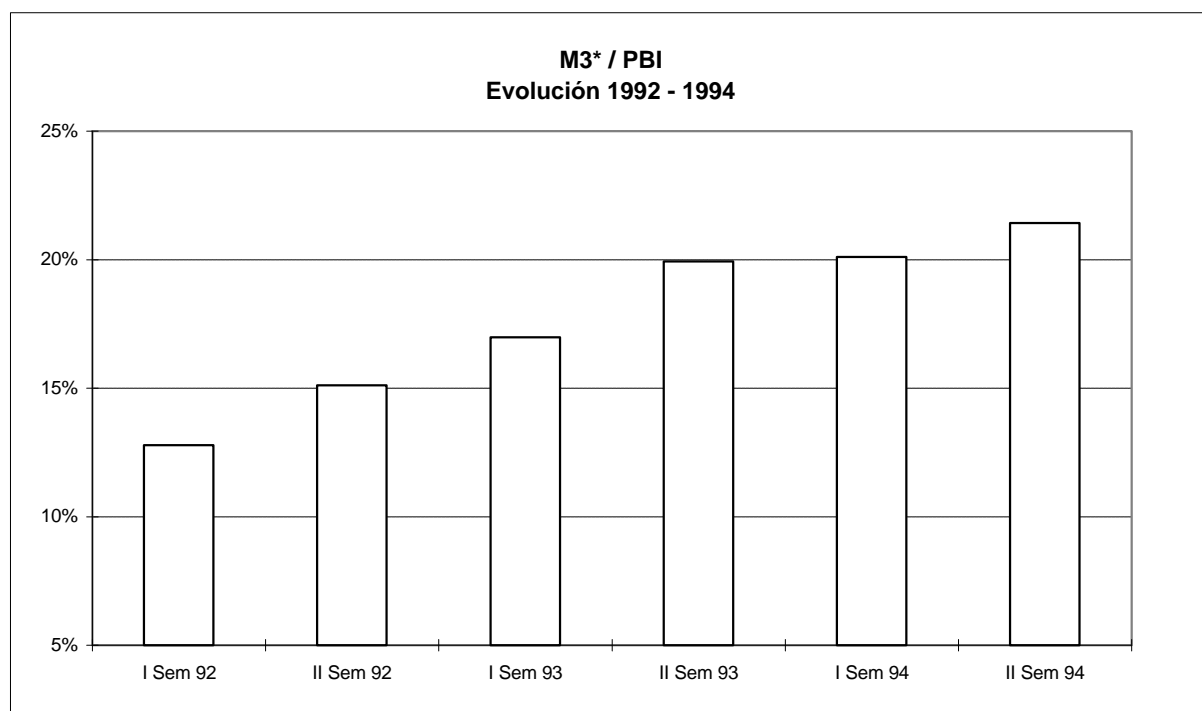
En forma simultánea, se advierte una caída en los costos medios del sistema, lo cual podría deberse a la presencia de capacidad ociosa, como puntualizan Streb y D’Amato (1996). En el Gráfico 2, se presenta la evolución del promedio de los costos medios para la banca privada, así como también, para los diez bancos privados más grandes. Resulta obvio que el sistema se encuentra sobre el tramo decreciente de la curva de costos medios, para este singular período en análisis. Asimismo, no parece haber diferencias significativas entre el comportamiento de la totalidad de los bancos privados y los diez más grandes.

---

<sup>3</sup> El “efecto Tequila” fue un shock externo provocado por la devaluación mexicana de diciembre de 1994, que generó una gran crisis de confianza en los inversores de los países emergentes. En el caso de la Argentina, significó una caída del 18 % en los depósitos del sistema financiero en cuatro meses.

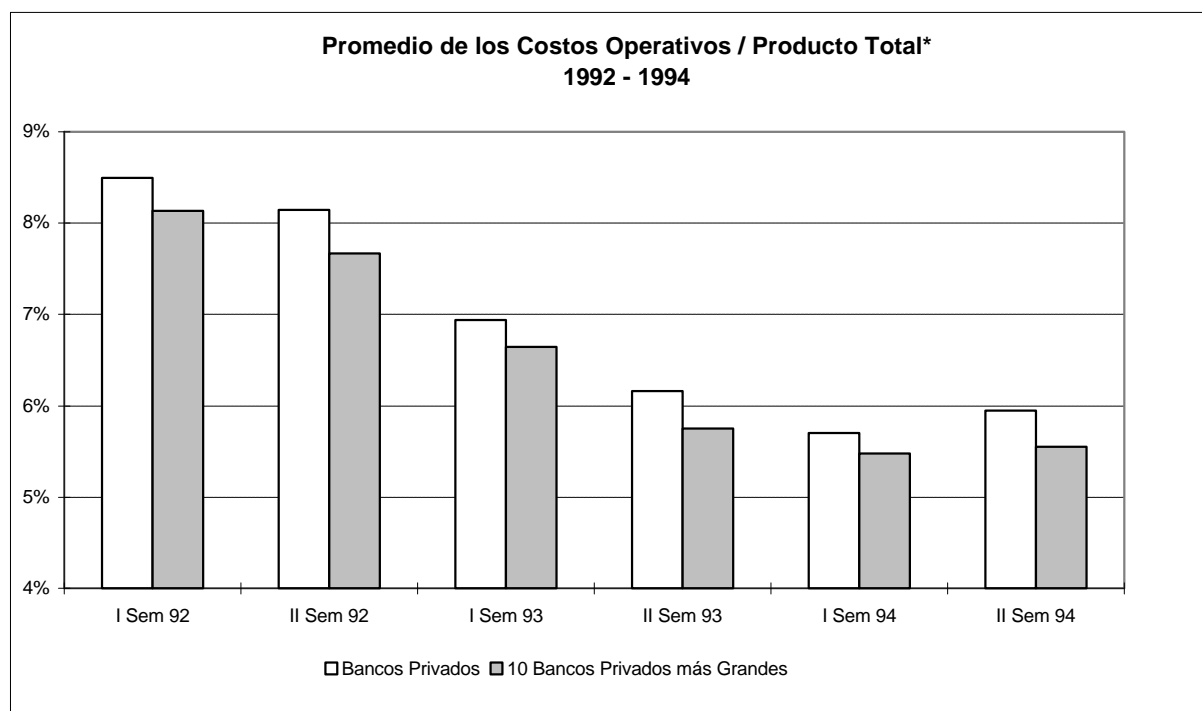
<sup>4</sup>  $M3^* = \text{Billetes y Monedas} + \text{Depósitos a la Vista en Pesos} + \text{Depósitos a la Vista en Dólares} + \text{Caja de Ahorros en Pesos} + \text{Caja de Ahorros en Dólares} + \text{Depósitos a Plazo en Pesos} + \text{Depósitos a Plazo en Dólares}$ .

### Gráfico 1. Monetización de la Economía



M3\* = Billetes y Monedas + Depósitos a la Vista en Pesos + Depósitos a la Vista en Dólares + Caja de Ahorros en pesos + Caja de Ahorros en Dólares + Depósitos a Plazo en Pesos + Depósitos a Plazo en Dólares.

**Gráfico 2. Evolución del Promedio de los Costos Medios de los Bancos Privados.**

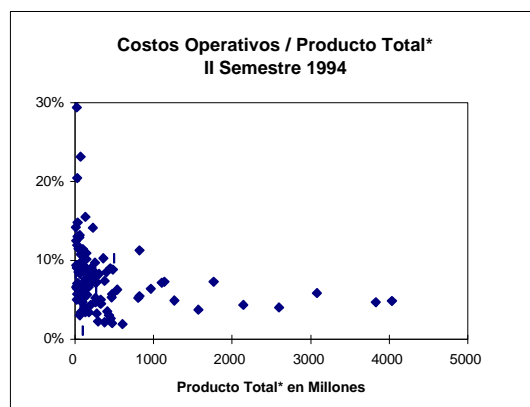
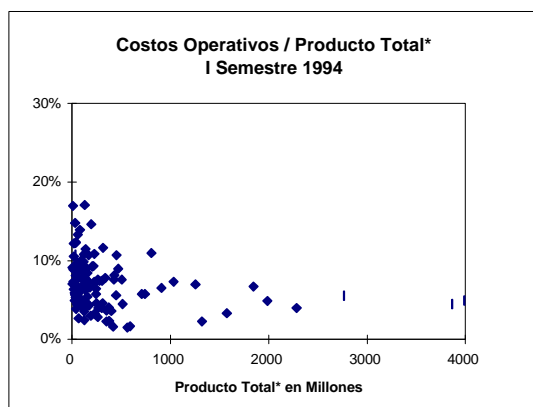
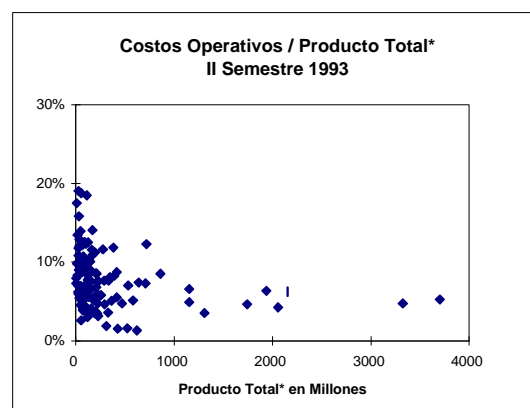
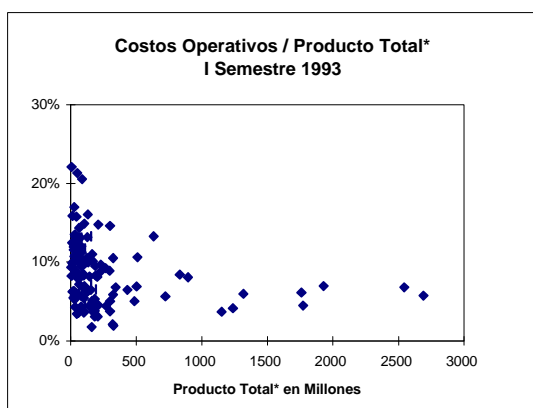
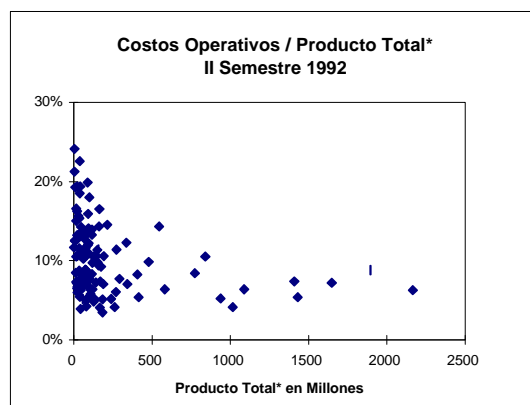
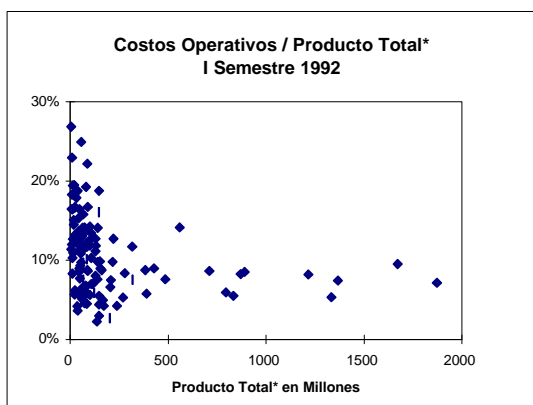


\*Producto Total=Préstamos + Depósitos + Títulos + Otros Créditos por Intermediación Financiera.

A su vez, en el Gráfico 3 se pueden apreciar los costos medios por entidad para los seis semestres considerados. El gráfico sugiere una curva de costos medios en forma de "L", la que se aproxima asintóticamente al eje de las abscisas, reflejando una disminución en los costos medios, a medida que el producto bancario aumenta. Finalmente, durante este período, se observa una disminución de los costos medios en el tiempo, asociada al crecimiento del producto bancario.

Las estimaciones de funciones de costos bancarios para Argentina se han trabajado hasta el presente desde una perspectiva estática, examinando el sistema financiero en un momento del tiempo, a través de estudios de corte transversal. La técnica de datos de panel permite un análisis más dinámico, al incorporar la dimensión temporal de los datos, la que enriquece el estudio, particularmente, en períodos de grandes cambios, como el que aquí se analiza.

**Gráfico 3. Costos Operativos Medios 1992 - 1994**



\*Producto Total = Préstamos + Depósitos + Títulos + Otros Créditos por Intermediación Financiera



## 2. Marco Teórico. Funciones de Costos y Economías de Escala

### 2.1. Funciones de Costos

La estimación de una función de costos resulta relevante para el análisis de la tecnología con la que opera la industria. Si una firma es maximizadora de beneficios, debe ser, al mismo tiempo, eficiente en relación a sus costos, es decir, debe operar con costos medios mínimos, así como también, ofrecer la combinación óptima de productos.

En este trabajo, se utiliza la forma funcional translogarítmica, que comienza a utilizarse en la literatura a partir de los años ochenta, pues impone menos restricciones que la función de costos logarítmica asociada a la función de producción Cobb-Douglas. La función de costos logarítmica trascendental o “translog” posee mayor flexibilidad que la logarítmica, ya que es capaz de estimar una curva de costos medios en forma de “U”, si es que los datos así lo revelan. Esto se debe a la inclusión de los términos cuadráticos en su especificación, a diferencia de la logarítmica que sólo posee términos lineales ( en los logaritmos). Por ejemplo, si al realizar la estimación con datos de corte transversal, surge que efectivamente una curva de costos medios en forma de “U” es la adecuada, se tendrían economías de escala para los bancos pequeños y deseconomías de escala para las firmas grandes. Es decir, las economías de escala pasan a depender del nivel de producción (Humphrey, 1990).

Otras de las cualidades importantes que posee la función de costos translog es la relacionada con la naturaleza multiproducto de la industria bancaria. Es sabido que los bancos ofrecen diferentes servicios o productos y que, además, cada firma produce un nivel y composición de producto distinto. Si existen ahorros en los costos derivados de la producción conjunta de uno o más productos, esta complementariedad en los mismos es capturada por la función translogarítmica, a diferencia de la logarítmica, que es incapaz de medir la interacción de más de un producto, debido a su especificación lineal. Adicionalmente, la función translogarítmica no presenta restricciones respecto a la elasticidad de sustitución de los factores<sup>5</sup>.

La especificación de la función translog<sup>6</sup> considerada en este trabajo es la siguiente:

$$\ln C = a + \sum_i b_i * \ln Y_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j b_{ij} * \ln Y_i * \ln Y_j \quad (1)$$

donde C representa al costo, e  $Y_i$ , al producto. En el anexo 1, se detalla una forma más general, en la que se incluyen los precios de los insumos.

<sup>5</sup> El artículo de Brown et al. (1979) provee un análisis detallado sobre las ventajas del uso de la translog.

<sup>6</sup> La función translog surge de realizar una expansión de Taylor de orden 2 para el LnC alrededor de  $\ln Y_i=0$ ,  $\ln W_j=0$  para todo  $i,j$ . Ver Green, capítulo 17,1993.

## **2. 2. Producto y Costo Bancario**

Una de la mayores dificultades asociadas con el análisis de la tecnología bancaria es la referida a la definición del producto. De ahí, que la literatura sobre costos bancarios esté dividida desde sus inicios. Las diferencias se originan en relación al papel que pueden desempeñar los depósitos para las instituciones bancarias (Clark, 1988).

Si los depósitos se consideran un insumo, los bancos son vistos como productores de servicios de intermediación en el mercado financiero. Es decir, los bancos recaudan depósitos para ser luego ofrecidos como préstamos. Este enfoque es llamado “enfoque de intermediación”, y los costos bancarios incluyen tanto los costos operativos de producción, así como también, los egresos financieros.

El otro enfoque es el llamado “enfoque producción”, para el cual tanto los préstamos como los depósitos se consideran productos bancarios. Luego, se definen los costos bancarios, exclusivamente, como costos operativos. Existen estudios que definen como producto bancario al número de cuentas activas y pasivas en lugar del volumen de préstamos y depósitos, pero los resultados sobre economías de escala se han mostrado robustos, tanto para indicadores físicos de producción como de variables stocks (Humphrey, 1990).

No hay consenso, en la literatura, a favor de uno u otro enfoque. En este trabajo, se considera el enfoque producción ya que el primer objetivo es tratar de evaluar la eficiencia operativa del sistema bancario, para lo cual habría que considerar solamente los costos operativos. Si, por el contrario, se considera como variable a explicar a los costos totales (costos operativos más egresos financieros), no resulta claro si se está evaluando la eficiencia de la industria bancaria, o una medida más amplia, en la que se incluye el riesgo, aspecto vinculado con las tasas pasivas más altas que deben pagar algunos bancos por tener carteras activas más riesgosas.

## **2. 3. Economías de Escala y de Diversificación**

Existen dos tipos de economías en la producción de la firma. Las economías de escala, que están asociadas con su tamaño, y las economías de diversificación, que se refieren a la producción conjunta de dos o más productos.

Se dice que una firma presenta economías de escala si la tecnología de la que dispone le permite que, ante un aumento en el producto, los costos de producción crezcan menos que proporcionalmente. Es decir, a medida que se incrementa el producto, los costos medios disminuyen. Por el contrario, si los costos medios aumentan, cuando el producto crece se está ante una situación de deseconomías de escala.

La presencia de producción múltiple en una industria conduce al análisis de las economías de diversificación. Las mismas existen cuando las firmas registran un “ahorro” en sus costos, al producir conjuntamente dos o más productos.

Por lo tanto, si, en una industria, la tecnología permite la existencia de economías de escala y economías de diversificación; luego, la misma tenderá a conformarse por grandes firmas diversificadas, ya que habrían operado sobre el tramo decreciente de la curva de costos medios y habría, además, una ganancia proveniente de la producción conjunta. Si, por el contrario, la tecnología de una industria no admite la existencia de economías de escala ni de diversificación, la industria tenderá a conformarse por pequeñas firmas especializadas.

### **2. 3.a. Economías de Escala**

Se pueden distinguir dos tipos de economías de escala. Las economías que surgen de incrementar la producción individual de un solo producto, llamadas economías de escala producto específicas, y las economías asociadas al incremento de todos los productos de la firma, denominadas economías de escala globales.

En el caso de tratarse de firmas que producen un solo producto, ambos tipos de economía coinciden. En cambio, para firmas multiproducto, se dice que existen economías de escala globales, si el incremento registrado en los costos es proporcionalmente menor que el aumento en la producción, cuando todos los productos crecen en igual proporción y de manera simultánea. La forma de evaluar ambos tipos de economías se presentan en el Anexo 1.

### **2. 3.b. Economías de Diversificación**

Existen dos tipos de economías de diversificación o de producción conjunta: globales y producto específicas. Para una composición dada del producto, habrá economías de diversificación globales, si los costos totales de producir conjuntamente el “mix” especificado, son menores que la suma de los costos de producir cada producto separadamente.

Dado un “mix” de productos, es también posible comprobar si existen economías de diversificación producto específicas, determinando qué pares son producidos eficientemente en la composición de productos. Luego, resulta necesario evaluar la existencia de complementariedad de costos entre todos los pares de productos. Existe complementariedad de costos entre dos productos, si el costo marginal de producir uno de los productos disminuye, cuando se lo produce conjuntamente con el otro. En el Anexo 1, se detallan los cálculos necesarios para su evaluación.

## **3. La Literatura sobre Costos Bancarios en Argentina**

El estudio de las funciones de costos de la industria bancaria Argentina ha sido encarado por diferentes autores, en varias oportunidades.

Entre los trabajos más recientes, como es el de D'Amato et. al. (1994), han estimado una función de costos translogarítmica, siguiendo el enfoque producción. Los resultados hallados no evidenciaron la existencia de economías a escala globales, cuando el producto utilizado fue ingresos netos u operatoria tradicional. Sin embargo, encontraron rendimientos crecientes a escala, cuando las variables tratadas fueron tamaño medio de cliente o utilización de sucursales. Resulta interesante notar que, al descomponer los efectos escala en número de sucursales y nivel de utilización, los costos aumentan menos que proporcionalmente si la actividad se expande vía nivel de utilización, en lugar de número de sucursales, destacando la capacidad ociosa del sistema.

En un trabajo posterior, Streb y D'Amato (1996) estiman una función de costos translog para los bancos minoristas. La hipótesis del trabajo es que, en general, las estimaciones de costos bancarios encuentran curva de costos medios en forma de "U", como consecuencia de la presencia de factores fijos en el corto plazo, mientras que, en el largo plazo, los rendimientos resultan constantes a escala. Los desvíos del producto efectivo, respecto al producto potencial, llevan a que el grado de utilización efectivo difiera del producto óptimo o pleno de utilización, dando lugar a divergencias entre costos de corto y largo plazo.

En el Cuadro I se presenta una breve reseña de las principales características de los trabajos realizados sobre estimación de funciones de costos bancarios. Cabe destacar que en todos estos estudios se llevaron a cabo análisis de corte transversal. Recientemente, se ha realizado un trabajo sobre ineficiencia X en la banca privada Argentina, (Dick, 1996), y el mismo utiliza la dimensión temporal de los datos, aunque no se trata de un panel de datos.

#### **4. Datos en Panel**

##### **4. 1. Beneficios del Uso de Datos en Panel**

La estimación de modelos que combinan datos de series de tiempo con datos de corte transversal es frecuente en estudios de problemas microeconómicos. El uso de estas técnicas econométricas resulta adecuado y de suma utilidad en el caso de la estimación de una función de costos, dado que brindan una posible mejora en términos de las estimaciones, si es que existen heterogeneidades no observables específicas a las firmas o a través del tiempo.

No todas las firmas bancarias toman sus decisiones de igual forma, incluso, si comparten las mismas características observables (es decir, las variables explicativas del modelo), las decisiones pueden resultar distintas. Este análisis permite contemplar la existencia de efectos individuales específicos a cada firma, invariables en el tiempo, que afectan la manera en que cada firma toma sus decisiones. Si estos efectos latentes existen, y no se tienen en cuenta en el modelo, habrá un problema de variables omitidas, y los estimadores de las variables explicativas incluidas estarán sesgados. Por lo tanto, uno de los beneficios importantes del uso de datos de panel es la habilidad para controlar los efectos individuales específicos a cada firma, en contraposición con el análisis de datos de corte transversal, que no puede ni controlar ni identificar tales efectos individuales. Frecuentemente, se identifica a los efectos específicos no observables de la firma con cuestiones de capacidad empresarial, eficiencia operativa, capitalización de experiencia, (Hausman y Taylor, 1982, Novales, 1993).

Además de estas diferencias entre individuos, invariables en el tiempo, los efectos temporales también pueden controlarse mediante el uso de datos de panel. Son aquellos que afectan a todas las firmas bancarias por igual, pero que varían en el tiempo.

#### 4. 2. Modelo de Componentes de Errores

Es usual interpretar el modelo de datos de panel a través de sus componentes de errores, tal como se explica a continuación. La especificación de una regresión con datos de panel es la siguiente:

$$Y_{it} = \alpha + X_{it} \beta + u_{it} \quad \text{con } i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

donde “i” se refiere al individuo o firma (corte transversal); “t”, a la dimensión en el tiempo;  $\alpha$  es un escalar;  $\beta$ , un vector de K parámetros; y  $X_{it}$  es la i-ésima observación al momento t para las K variables explicativas.

El término del error  $u_{it}$  puede descomponerse de la siguiente manera:

$$u_{it} = \mu_i + \delta_t + e_{it} \quad (3)$$

El primer término de la derecha representa los efectos no observables que difieren entre firmas pero no en el tiempo, que generalmente se los asocia a la capacidad empresarial de la firma. Al segundo componente, denominado  $\delta_t$ , se lo identifica con efectos no medibles que varían en el tiempo pero no entre firmas. El tercer componente,  $e_{it}$ , se refiere al término del error puramente aleatorio.

La mayoría de las aplicaciones con datos de panel utilizan el modelo de componente de error  $u_{it} = \mu_i + e_{it}$ , conocido como “one way”, para el cual  $\delta_t = 0$ . El tratamiento del caso general, para el que ambos efectos están presentes, puede consultarse en Baltagi (cap3, 1995).

Las diferentes variantes del modelo “one way” ( $\delta_t = 0$ ) de componentes de errores surgen de los distintos supuestos que se hacen acerca del término  $\mu_i$ . Pueden presentarse tres posibilidades:

i - El caso más sencillo es el que considera al  $\mu_i = 0$ , o sea, no hay heterogeneidad no observable entre los individuos y, por lo tanto, se tiene

$$E(e_{it} / X_{it}) = 0$$

$$E(e_{it} e_{js}) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{si } i=j \\ 0 & \text{si } i \neq j \end{cases}$$

Dada esta especificación, los  $u_{it}$  satisfacen todos los supuestos del modelo lineal general, por lo cual el método de estimación de mínimos cuadrados clásicos (MCC) produce los mejores estimadores lineales e insesgados. Si, además, se supone normalidad de los  $e_{it}$ , los estimadores son los de mínima varianza.

ii - La segunda posibilidad consiste en suponer a  $\mu_i$  un efecto fijo y distinto para cada firma, de modo que el modelo lineal es el mismo para todas las firmas pero la ordenada al origen es específica a cada una de ellas. Consecuentemente, en este caso, la heterogeneidad no observable se incorpora a la constante del modelo. La especificación del mismo es la siguiente:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + d_{1t} \mu_1 + \dots + d_{(N-1)t} \mu_{N-1} + e_{it} \quad (4)$$

donde para cada individuo  $j$ ,  $d_{it}=1$  si  $i=j$ , y  $d_{it}=0$  si  $i \neq j$ .

El estimador de MCC de  $\beta$  en (4) es conocido como el estimador de efectos fijos o intragrupos (“within estimator”). Esto implica invertir una matriz de rango  $(K+1)+(N-1)$ , lo que puede ocasionar ciertos problemas computacionales, si el número de individuos o firmas es demasiado grande. El teorema de Frisch-Waugh-Lovell<sup>7</sup> prueba que el estimador de MCC de  $\beta$  en (4) es equivalente al estimador MCC de  $\beta$  del siguiente modelo:

$$Y_{it} - \bar{Y}_i = (X_{it} - \bar{X}_i) * \mathbf{b} + \text{residuo} \quad (5)$$

<sup>7</sup> El mismo está demostrado en Davidson y Mackinnon, pág 19, 1993.

donde  $\bar{X}_i = \frac{\sum_{t=1}^T X_{it}}{T}$ ,  $\bar{Y}_i = \frac{\sum_{t=1}^T Y_{it}}{T}$ , y el estimador que se obtiene de  $\beta$  resulta ser consistente. Por lo tanto, el estimador de efectos fijos se obtiene transformando las variables del modelo como desviaciones con respecto a la media de cada individuo.

Cabe destacar que, dada la forma en que opera el estimador de efectos fijos, cualquier variable que no varía en el tiempo desaparece por la transformación que se les realiza a los datos, y las mismas no pueden ser identificadas. Asimismo, el estimador de efectos fijos implica una enorme pérdida de grados de libertad, ya que se estiman  $(K+1)+(N-1)$  parámetros.

iii - La tercera alternativa es tratar a  $\mu_i$  como una variable aleatoria no observable que varía entre individuos pero no en el tiempo. En este caso se tiene :

$$E(\mu_i \setminus X_{it}) = 0, \quad E(e_{it} \setminus X_{it}) = 0, \quad E(u_{it} \setminus X_{it}) = 0, \quad V(\mu) = \sigma_{\mu}^2, \quad V(e_{it}) = \sigma_e^2$$

Con esta información se puede construir la matriz de varianzas y covarianzas del término del error, cuyos elementos son

$$E(u_{it} u_{js}) = \begin{cases} 0 & \text{si } i \neq j \\ \sigma_{\mu}^2 & \text{si } i = j \text{ y } t \neq s \\ \sigma_{\mu}^2 + \sigma_e^2 & \text{si } i = j \text{ y } t = s \end{cases} \quad (6)$$

Luego, si se especifican los efectos no observables como aleatorios, la matriz de covarianzas del término del error no es diagonal. Esto se debe a la correlación que existe entre los shocks, para un mismo individuo, originada por la presencia de un efecto aleatorio específico a cada firma. Se puede demostrar que el estimador de  $\beta$ , que surge de aplicar mínimos cuadrados generalizados a la ecuación (2) bajo las condiciones especificadas en (6), es equivalente al que se obtiene con MCC en la siguiente regresión:

$$Y_{it} - g\bar{Y}_i = (X_{it} - g\bar{X}_i)\mathbf{b} + \text{residuo}; \quad \text{donde } g = 1 - \left( \frac{\mathbf{S}_e^2}{T\mathbf{S}_m^2 + \mathbf{S}_e^2} \right) \quad (7)$$

Nótese que para poder obtener el estimador de  $\beta$  en (6) es necesario contar con estimaciones de  $\sigma_{\mu}^2$  y  $\sigma_e^2$ . Las mismas pueden obtenerse haciendo uso del estimador de efectos fijos y del estimador entre grupos, más conocido como estimador "between" (ver Mátyás y Sevestre, cap. 4, 1996).

Un tema que se discute en la literatura de datos de panel, es cómo tratar la heterogeneidad no observable: aleatoria o fija. En el caso de efectos fijos, la heterogeneidad no observable se incorpora a

la ordenada al origen del modelo, alterando el valor esperado de la variable explicada o endógena. En cambio, en el modelo de efectos aleatorios, las diferencias no observables se incorporan al término del error y, consiguientemente, es la varianza del modelo la que se modifica. La decisión acerca de la estructura apropiada de análisis, es decir, efectos fijos vs. efectos aleatorios depende en parte de:

- a) los objetivos del estudio
- b) el contexto de los datos, es decir, cómo fueron obtenidos y el entorno de donde provienen

En relación al punto a), si el objetivo del análisis es hacer inferencias con respecto a la población, entonces adoptar la especificación aleatoria parece lo indicado. En cambio, si el interés se limita a los individuos de la muestra, la especificación de efectos fijos sería la correcta. Sin embargo, si  $N$  es grande y  $T$  pequeño, el número de parámetros de efectos fijos a ser estimados puede resultar muy grande en relación al número total de datos disponibles y, en consecuencia, los parámetros estimados poco confiables, es decir, los estimadores de los efectos fijos resultan ineficientes. Por lo tanto, si el principal interés del trabajo está puesto en los coeficientes de las pendientes de los parámetros, y no tanto en las diferencias individuales, se debería elegir entonces un método que relegue estas diferencias, y tratar a la heterogeneidad no observable como aleatoria.

El punto b) se refiere a la naturaleza de la muestra. Si se trata de una muestra que contiene prácticamente la totalidad de la población, por ejemplo, todas las firmas de una industria, entonces, el modelo de efectos fijos es el apropiado. Por el contrario, cuando se trata de una muestra abierta, es decir, cuando se seleccionan aleatoriamente individuos de una gran población, la especificación aleatoria es la adecuada (Mátyás y Sevestre, 1996).

## **5. Resultados Empíricos**

### **5.1. Los Datos**

Los datos que aquí se utilizan corresponden a información semestral perteneciente al período comprendido entre 1992 y 1994, para 120 bancos privados argentinos. La información fue extraída de los balances que las entidades presentan ante el Banco Central de la República Argentina. Las variables stock representan saldos a fin de mes. Las variables nominales fueron deflacionadas con el índice de precios al consumidor.

El enfoque que se utiliza en este trabajo es el de producción. Por consiguiente, la variable que se intenta estimar corresponde a los costos operativos de las firmas, y los mismos se miden aquí a través de los Gastos Administrativos de los bancos. En relación al producto bancario, se trabajó básicamente, con dos productos, encuadrados en lo que se denomina operatoria tradicional, por un lado, y operatoria no tradicional, por el otro. Dentro de la operatoria tradicional, se consideró la



totalidad de los Depósitos y Préstamos en pesos y dólares para las entidades en análisis. La operatoria no tradicional se captura a través de la tenencia de Títulos y Otros Créditos por Intermediación Financiera. En el Anexo 2, se presenta una descripción detallada de las variables utilizadas y, en el Anexo 3, sus estadísticos descriptivos.

Se introdujo también, en la estimación del modelo, la variable número de casas (casa central más sucursales). Mester (1987) la considera de dos formas diferentes. En la primera, el número de casas es una característica tecnológica de la firma; por lo tanto, la variable casas interactúa con las otras variables de la función de costos. Nótese que, según este enfoque, el número de casas no varía. La otra interpretación es la siguiente: una manera de incrementar el producto es abriendo más casas, lo que implica que el número de éstas varía con el tamaño del producto. En este caso, el modelo a estimarse no sólo consta de la función de costos anterior, sino también, de la ecuación  $\ln \text{casas} = a_0 + \sum_i a_i * \ln Y_i$ . Consecuentemente, se permite que el número de casas varíe. Clark (1988) lo denomina “economías de escala aumentada o de la firma”, dado que la elasticidad de los costos a escala de la firma está dada por una medida que considera tanto el efecto directo de la producción sobre los costos, como el indirecto vía sucursales. En el Anexo 1, se detalla la manera de evaluar la elasticidad a escala aumentada.

Finalmente, cabe aclarar que no se consideraron en este trabajo los precios de los insumos, por no disponer de series apropiadas de los mismos. La omisión de los precios de los insumos puede ocasionar problemas de sesgos en los estimadores de los coeficientes del modelo especificado, en particular, cuando se trata de datos de panel. De todas maneras, al ser el período analizado relativamente corto, se podría suponer precios relativos constantes. Esta consideración será tenida en cuenta, en posibles extensiones del trabajo.

## 5. 2. Modelos Estimados

Se estimó el modelo (modelo A) de componentes de errores “one way”<sup>8</sup> con la especificación translogarítmica y los dos productos anteriormente mencionados, es decir, la operatoria tradicional conformada por los Depósitos más los Préstamos en ambas monedas, y la operatoria no tradicional constituida por la tenencia de Títulos y Otros Créditos por Intermediación Financiera. A fin de evaluar la presencia de efectos fijos específicos por firma, se realiza un test F de restricciones, donde se compara la suma de cuadrados de los residuos correspondientes a los estimadores MCC con los respectivos al modelo que incorpora las variables “dummies” por individuos<sup>9</sup>. El valor de este estadístico es de 38.74 (Tabla 1), el cual resulta altamente significativo, permitiendo descartar la ausencia de efectos fijos.

---

<sup>8</sup> Se trabajó con el paquete estadístico “LIMDEP 7.0”.

<sup>9</sup> Se las suele llamar también “Least Square Dummy Variables”.

**Tabla 1. Tests de Evaluación para el Modelo A.**

	Valor del estadístico	Distribución y grados de libertad	"p - value"
Test F de restricciones	38.74	F(119 ; 596)	0,0000
Test de multiplicador de Lagrange (Breusch - Pagan)	807,09	$\chi^2(1)$	0,0000
Test de Hausman	278,90	$\chi^2(5)$	0,0000
Test de White	42,2784	$\chi^2(12)$	0,0000
Test para la autocorrelación estimada de orden 1	0,00044	N(0,1)	0,5002

La significatividad del modelo de efectos fijos indica que existe una importante heterogeneidad no observada entre las firmas bancarias. Sin embargo, existe la posibilidad que dicha heterogeneidad responda a efectos aleatorios. Resulta entonces necesario comparar ambos modelos. A tal fin, se utiliza el test del multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan<sup>10</sup> basado en los residuos del estimador de MCC. La hipótesis nula del mismo consiste en que la varianza de los efectos específicos es cero. En cambio, bajo la alternativa, los efectos específicos se comportan según una variable aleatoria. En este caso, el estadístico arroja un valor de 807.1 (Tabla 1), para el que se rechaza el supuesto de varianza nula. Por lo tanto, los efectos específicos por firma resultan ser aleatorios.

Un posible inconveniente de los estimadores de efectos aleatorios es que presenten problemas de inconsistencia, si es que existe correlación entre el efecto aleatorio no observado y las variables explicativas del modelo. Esto se puede comprobar a través del test de Hausman<sup>11</sup>, que evalúa la exogeneidad de los regresores. En este caso, el valor de este test es 278.9 (Tabla 1), lo que indica que los estimadores de efectos aleatorios resultan inconsistentes. No obstante, los estimadores de los coeficientes de las variables explicativas, que surgen del modelo de efectos fijos, resultan consistentes aún cuando no se verifica la cualidad de exogeneidad de los regresores. Por lo tanto, dado los resultados del test de Hausman, se selecciona el modelo de efectos fijos, ya que provee estimadores consistentes<sup>12</sup>.

<sup>10</sup> Se puede consultar Baltagi, cap 4, 1993, o Mátyás y Sevestre, cap 4, 1996.

<sup>11</sup> Este test compara el estimador intragrupos con el estimador de mínimos cuadrados generalizados. Si H0 es la hipótesis nula de no correlación de los regresores, se tiene entonces que bajo H0 ambos estimadores son consistentes y el estimador MCG es además asintóticamente eficiente. En cambio si H0 no es válida el estimador intragrupos resulta consistente mientras que el estimador MCG es inconsistente (Baltagi, cap 4, 1993 y Mátyás y Sevestre, cap 6, 1996).

<sup>12</sup> Los estimadores de efectos fijos son siempre consistentes aunque los mismos pueden resultar ineficientes.

Otro argumento a favor del modelo de efectos fijos es el relacionado con la naturaleza de la muestra (Mátyás y Sevestre, 1996). Si la muestra contiene prácticamente a toda la población analizada, entonces, el carácter determinista de los efectos latentes es razonable y, en ese caso, el modelo de efectos fijos es un candidato natural. Este es el caso que aquí se analiza puesto que se trata de la totalidad de los bancos privados.

La inspección visual de los residuos<sup>13</sup> del modelo sugiere que los mismos se comportan según un proceso aleatorio. Sin embargo, si se calcula el test de White,<sup>14</sup> no se rechaza la presencia de heteroscedasticidad, ya que el estadístico arroja un valor de 42.3 (Tabla 1). Por tal motivo se tiene en cuenta la heteroscedasticidad mediante el estimador consistente de la matriz de varianzas y covarianzas propuesto por White<sup>15</sup>. En relación a la autocorrelación estimada de orden 1, cuyo valor es 0.0005, la misma no resulta ser significativamente diferente de cero (Tabla 1).

Finalmente, el modelo analizado se presenta en la Tabla 2. Nótese que este modelo estimó 125 parámetros, es decir, las 5 variables explicativas, más los efectos fijos correspondientes a los 120 bancos privados.

**Tabla 2. Modelo A de Componentes de Errores "One Way".**

No. de observaciones=720		No. de parámetros estimados=125		Grados de libertad=595		Suma de residuos al cuadrado=15,397	
VARIABLES UTILIZADAS	COEFICIENTE*	ESTADÍSTICO T	"p - VALUE"	DES.V. ESTÁNDAR	R <sup>2</sup>		
LOTRAD	-0,21734 (0,1465)	-1,484	0,1380	0,1609	0,9814		
LOTRAD2	0,05613 (0,0126)	4,443	0,0000				
LTIT	0,10732 (0,0668)	1,606	0,1090				
LTIT2	0,00627 (0,0033)	1,902	0,0572				
LTRANTRA	-0,01337 (0,0066)	-2,027	0,0430				

\*Entre paréntesis figura el error estándar corregido por heteroscedasticidad correspondiente a cada coeficiente estimado

Este mismo modelo se extendió al modelo de componentes de errores "two way", o sea, se le incorporaron los efectos que varían en el tiempo y no por individuos. Si bien el mismo resultó estadísticamente significativo, y las conclusiones económicas no se alteran, los estimadores de los regresores perdieron significatividad. Se decidió entonces continuar con la especificación "one way". De todas maneras, al tratarse de un panel conformado por 120 bancos privados y sólo 6 observaciones semestrales en el tiempo, la heterogeneidad latente específica a cada firma parecería más relevante e incluso más "peligrosa" que la heterogeneidad presente en la dimensión del tiempo. Los efectos específicos para cada uno de los 120 bancos considerados, asociados generalmente con la capacidad empresarial de la firma, podrían ocasionar mayores problemas en la estimación de los parámetros que los efectos temporales, para este caso en particular.

<sup>13</sup> No se reporta el gráfico de los mismos.

<sup>14</sup> Se puede consultar Greene, cap 14, 1993.

El otro modelo (modelo B) analizado con la metodología de datos de panel es el que añade la variable casas a las variables ya consideradas. Sucesivos tests F de restricciones permiten obtener un modelo en el que la variable casas interviene en forma lineal (Tabla 3). Este modelo también fue sometido a los tests antes expuestos y los resultados no mostraron variaciones significativas al comparárselo con el modelo anteriormente estimado.

**Tabla 3. Modelo B (incorpora la variable LCASAS al modelo A).**

No. de observaciones=720		No. de parámetros estimados=126		Grados de libertad=594		Suma de residuos al cuadrado=15,098	
Variables utilizadas	Coficiente*	Estadístico T	"p - value"	Desv. estándar	R <sup>2</sup>		
LOTRAD	-0,19620 (0,1417)	-1,385	0,1661	0,1594	0,9818		
LOTRAD2	0,05022 (0,0126)	3,993	0,0001				
LTIT	0,08938 (0,0653)	1,370	0,1710				
LTIT2	0,00526 (0,0032)	1,638	0,1010				
LTRANTRA	-0,01082 (0,0065)	-1,668	0,0950				
LCASAS	0,23117 (0,0913)	2,533	0,0110				

\*Entre paréntesis figura el error estándar corregido por heteroscedasticidad correspondiente a cada coeficiente estimado

### 5. 3. Elasticidades a Escala para los Modelos A y B.

La elasticidad a escala global para el modelo A, evaluada en los valores medios de los productos considerados, es de 0.323. Esto evidencia importantes rendimientos a escala, por lo que se tendrían ganancias de eficiencia provenientes de un aumento en el producto medio de las firmas. Aunque esta elasticidad difiere marcadamente de 1, se realiza el test "T"<sup>16</sup> para corroborar dicha diferencia. El resultado se presenta en la Tabla 4, para el que se rechaza la hipótesis nula de rendimientos constantes a escala.

<sup>15</sup> Corrección de la matriz de covarianzas, cap15, User's Manual, LIMDEP 7.0.

<sup>16</sup> El estimador de la elasticidad es una combinación lineal de las variables explicativas de la regresión, luego la matriz de varianzas y covarianzas del estimador de la elasticidad es insesgada. Ver Fuller, 1962.

**Tabla 4. Elasticidades a Escala. Modelos A y B.**

	Valor	Error estándar	Estadístico T	"p - value"
Elasticidad a escala modelo A	0,323	0,02212	-30,607	0,0000
Elasticidad a escala modelo B	0,301	0,02296	-30,446	0,0000
Elasticidad a escala aumentada o de la firma modelo B	0,448	0,05527	-9,987	0,0000

Para el modelo B, se halló la elasticidad a escala global y la elasticidad aumentada, o de la firma, en los valores medios. La primera resultó ser de 0.301, mientras que la elasticidad de la firma es de 0.448. Esta diferencia en las magnitudes se debe a que, en el primer modelo, la variable casas es fija, es decir, se trata de una medida que indica en qué proporción varían los costos, cuando el número de sucursales permanece constante. En cambio, en el segundo caso, el número de sucursales varía cuando se incrementa el producto. Luego, la elasticidad aumentada o de la firma sugiere una medida más de largo plazo, puesto que permite variar el número de casas ante un aumento del producto. Nuevamente, para ambos tipos de elasticidades se rechaza la hipótesis nula de rendimientos constantes a escala, lo que indica que si se aumentan proporcionalmente todos los productos de la firma, los costos aumentan menos que proporcionalmente (Tabla 4).

Los resultados hallados difieren bastante de los obtenidos en la literatura de funciones de costos para la industria bancaria Argentina. La mayoría de estos trabajos realizan análisis de corte transversal, y, si bien algunos de estos estudios encuentran rendimientos crecientes a escala, las magnitudes con las aquí estimadas son muy distintas (ver Cuadro 1). Sin embargo, en el trabajo de Dick (1996), las elasticidades a escala halladas son de alrededor de 0.7. El mismo estima una función de costos translog para los bancos privados más eficientes utilizando otras técnicas de "pooling".

Teniendo en cuenta esta diferencia tan marcada, se estimó una regresión de corte transversal para el promedio de los seis semestres considerados. Los estimadores obtenidos en el análisis de corte transversal corresponden a los llamados estimadores "between"<sup>17</sup> (entre grupos), en el estudio con datos de panel. Se reestimó el modelo A (Tabla 5), así como también, el modelo B (Tabla 6).

---

<sup>17</sup> El estimador de mínimos cuadrados generalizados es una combinación lineal ponderada de los estimadores intragrupos y los estimadores entregrupos (Baltagi, cap 2, 1993)

**Tabla 5. Modelo A' (estimación con datos de corte transversal).**

No. de observaciones=120		No. de parámetros estimados=6		Grados de libertad=114		Suma de residuos al cuadrado=15,089	
VARIABLES UTILIZADAS	COEFICIENTE*	ESTADÍSTICO T	"p - value"	DESV. ESTÁNDAR	R <sup>2</sup>		
LOTRAD	-1,45090 (0,4157)	-3,490	0,0007	0,3638	0,9027		
LOTRAD2	0,36458 (0,0501)	7,274	0,0000				
LTIT	1,33160 (0,1824)	7,302	0,0000				
LTIT2	0,10592 (0,0183)	5,797	0,0000				
LTRANTRA	-0,20304 (0,0245)	-8,290	0,0000				
CONSTANTE	5,47970 (1,8199)	3,011	0,0032				

\*Entre paréntesis figura el error estándar corregido por heterosedasticidad correspondiente a cada coeficiente estimado

**Tabla 6. Modelo B' (estimación con datos de corte transversal).**

No. de observaciones=120		No. de parámetros estimados=7		Grados de libertad=113		Suma de residuos al cuadrado=8,707	
VARIABLES UTILIZADAS	COEFICIENTE*	ESTADÍSTICO T	"p - value"	DESV. ESTÁNDAR	R <sup>2</sup>		
LOTRAD	-0,40003 (0,3269)	-1,224	0,2237	0,2776	0,9434		
LOTRAD2	0,20254 (0,0381)	5,310	0,0000				
LTIT	0,96212 (0,1315)	7,315	0,0000				
LTIT2	0,10597 (0,0130)	8,124	0,0000				
LTRANTRA	-0,15675 (0,0175)	-8,956	0,0000				
LCASAS	0,37788 (0,0410)	9,224	0,0000				
CONSTANTE	1,91240 (1,5043)	1,271	0,2063				

\*Entre paréntesis figura el error estándar corregido por heterosedasticidad correspondiente a cada coeficiente estimado

Las nuevas elasticidades obtenidas para los modelos A' y B' (Tabla 7) son de alrededor de 0.92, salvo para el modelo B', cuando se considera la variable casas fija, el que arroja una elasticidad de 0.66. En el primer caso, se tienen economías leves a escala, ya que al evaluar si la elasticidad difiere de uno, se rechazó la hipótesis nula de rendimientos constantes a escala. Es decir, ante un crecimiento del producto, los costos aumentan en menor proporción. Para la elasticidad correspondiente al modelo B', donde la variable casas permanece constante, los rendimientos crecientes a escala son importantes, lo que indica un substancial grado de capacidad instalada sin utilizar. Por lo tanto, los costos de expandir la producción son mucho menores a corto plazo (casas constante) que a largo plazo (casas variando), ya que se cuenta con capacidad ociosa (D'Amato et al., 1994).

**Tabla 7. Elasticidades a Escala. Modelos A' y B'.**

	Valor	Error estándar	Estadístico T	"p - value"
Elasticidad a escala modelo A'	0,916	0,02062	-4,074	0,0000
Elasticidad a escala modelo B'	0,656	0,03248	-10,593	0,0000
Elasticidad a escala aumentada o de la firma modelo B'	0,917	0,01867	-4,447	0,0000

Los estimadores “between” tienden a proporcionar estimadores que sugieren la idea de largo plazo ya que se trata del promedio de los diferentes momentos del tiempo, ignorando la variación que existe “dentro” de cada individuo o firma. A los estimadores de efectos fijos intragrupos se los puede relacionar con el corto plazo, ya que operan sobre el componente de los datos vinculado al tiempo, ignorando la variación que existe “entre” las firmas. En este sentido, los estudios de corte transversal tenderían a dar respuestas relacionadas con el largo plazo, y los estudios de series de tiempo proporcionarían respuestas vinculadas con el corto plazo (ver Baltagi, cap 10, 1993). Finalmente, una observación importante es la relacionada con el tiempo, es decir, para sugerir la idea de largo plazo, la periodicidad de la serie y su longitud deben ser consistentes con dicha idea.

Es notable la diferencia que existe entre los valores estimados de las elasticidades que arrojan los modelos de datos de panel, donde se debió utilizar el estimador de efectos fijos (“within estimator”), y los modelos de corte transversal (“between estimator”). Una de las posibles explicaciones tal vez esté vinculada a lo planteado anteriormente en relación a los dos tipos de estimadores. Houthakker (1965) sugiere que el estimador de efectos fijos intragrupos captura la mayoría de los efectos de corto plazo; mientras que, el estimador entre grupos (“between estimator”) captura la mayoría de los efectos de largo plazo. En línea con este razonamiento, una interpretación factible de las diferencias encontradas entre las elasticidades a escala estimadas para ambos tipos de modelos podrían deberse a que las mismas reflejan distintos plazos.

El período que aquí se considera es relativamente corto, ya que se trata de seis semestres solamente. La característica particular de este período es que los costos operativos medios decrecen hasta el primer semestre de 1994 (Gráfico 2), y esto debería reflejarse en la curva estimada de costos totales.

Es importante aclarar que, tanto el estimador de efectos fijos (“within estimator”) como el estimador “between”, son estimadores consistentes de la misma regresión, siempre y cuando el término del error no observable del modelo no esté correlacionado con las variables explicativas del mismo. El test de Hausman (ver Tabla 1), expuesto anteriormente, es una manera de evaluar la exogeneidad de los regresores, condición que ya fue rechazada. Al igual que antes, bajo la hipótesis

alternativa, sólo el estimador de efectos fijos resulta ser consistente<sup>18</sup>. Por lo tanto, los estimadores que aquí se obtuvieron para los modelos A' y B' (a partir de datos de corte transversal) serían inconsistentes.

#### 5. 4. Los Efectos Fijos

Ya sea para el modelo A como para el modelo B se estimaron 120 variables correspondientes a los efectos latentes no observables a cada firma, además de las variables explicativas consideradas para cada modelo. A continuación, se presenta un gráfico de los efectos latentes para el modelo B. En el mismo (Gráfico 4), se graficaron los efectos fijos y el producto total<sup>19</sup>. Resulta evidente que los efectos fijos crecen con el producto. Es decir, que, a medida que aumenta el producto, el valor estimado del efecto fijo aumenta. Sin embargo, un análisis más minucioso del mismo permite observar que existen intervalos donde los efectos fijos estimados no difieren en forma significativa, independientemente del producto total. Tal vez el caso más destacable es para el intervalo entre 1,2 y 1,7 en el cual el producto varía entre 650 millones y 3000 millones. Probablemente, los efectos fijos no estén captando sólo diferencias atribuibles a la capacidad empresarial de cada firma, es decir, heterogeneidades no observables, sino también características observables, vinculadas a la posible existencia de grupos de bancos, los que comparten ciertas cualidades en común. Esto lleva a que se cuestione si los 120 bancos considerados difieren entre sí debido sólo a características propias vinculadas a la capacidad empresarial, o si las diferencias encontradas se refieren, entre otras, a las diversas tecnologías que enfrentan los distintos grupos de bancos.

Este planteo acerca de los diferentes tipos de tecnologías, que enfrentan algunos grupos de bancos, no resulta novedoso, e incluso fue tratado por Streb y D'Amato (1996) al estimar una función de costos para los bancos minoristas solamente.

Siguiendo con este razonamiento, se planteó la posibilidad de estimar un modelo más parsimonioso, con menos variables "dummies" correspondientes a los efectos fijos. De la observación del Gráfico 4, se agruparon los bancos en 4 categorías diferentes, de acuerdo con los efectos fijos estimados. Se construyeron entonces las variables "dummies" para cada categoría, y se realizó una nueva estimación del modelo B, en el que se incluyeron, además de las correspondientes variables explicativas, la ordenada al origen y tres variables "dummies". El mismo (modelo C) se presenta en la Tabla 8 .

El modelo C estima sólo 10 parámetros, mientras que el modelo B estima 126 parámetros. Esta enorme pérdida de grados de libertad es uno de los puntos débiles del modelo de efectos fijos. Nótese además, que, a diferencia del modelo B, todos los parámetros estimados resultan altamente significativos, excepto el término lineal referente a la operatoria tradicional. Se realizó un test F de

---

<sup>18</sup> Si bien los estimadores de efectos fijos son consistentes los mismos pueden resultar ineficientes.

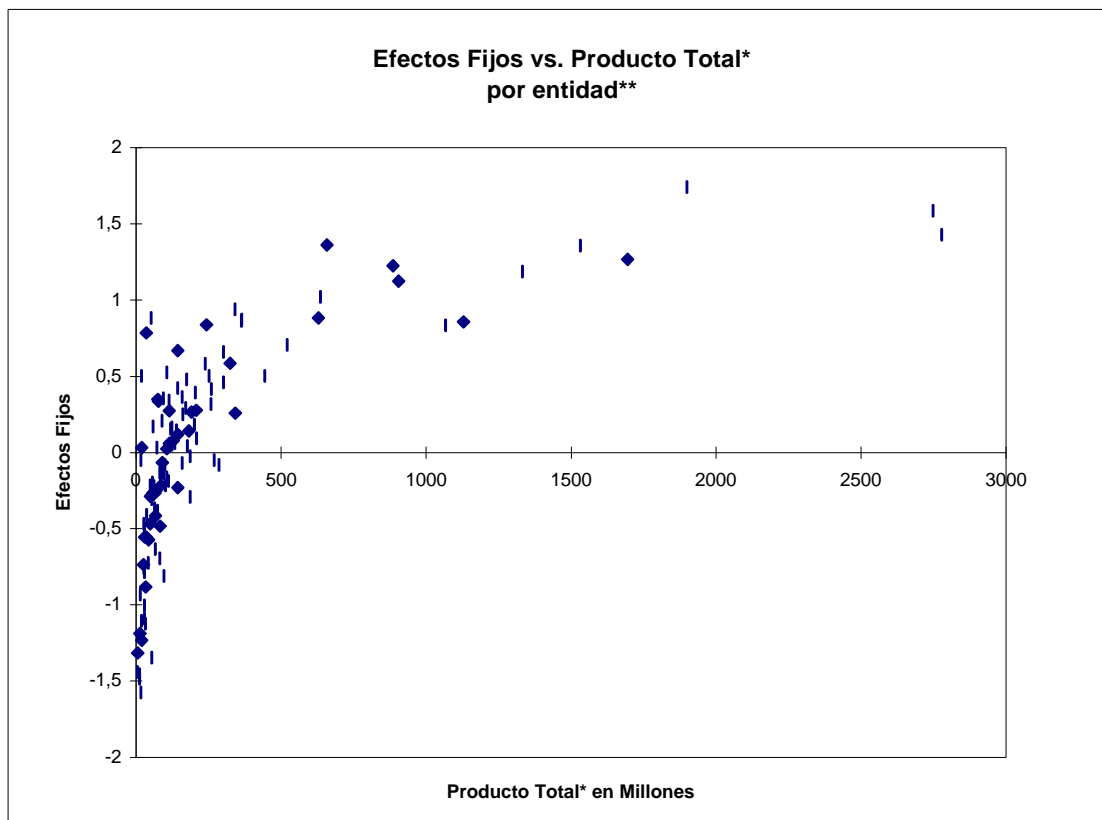
<sup>19</sup> Producto Total = Préstamos + Depósitos + Títulos + Otros créditos por Intermediación Financiera.



reducción, el cual se rechazó. Es decir, a pesar de las cualidades del modelo C, el mismo se rechaza en favor del modelo B.

Se trató entonces de mejorar el modelo C, mediante la inclusión de otras variables “dummies” como, por ejemplo, si la entidad es mayorista o extranjera, así como también “dummies” temporales. El nuevo modelo obtenido (modelo C') se presenta en la Tabla 9. Si bien las dos variables que finalmente quedaron incluidas en el modelo C' resultan significativas al 1%, la mejora del modelo es mínima, ya que la suma de cuadrados de los residuos prácticamente no varía. La idea que surge aquí es que probablemente habría que seguir trabajando sobre los efectos fijos, de forma tal de preservar la representación parsimoniosa del modelo, pero al mismo tiempo, mejorar su eficiencia, es decir, obtener un menor desvío estándar.

**Gráfico 4. Efectos Fijos del Modelo B**



\* Producto Total = Préstamos + Depósitos + Títulos + Otros Créditos por Intermediación Financiera.

\*\* Promedio de los semestres considerados en el período 1992 -1994 por entidad

**Tabla 8. Modelo C (variante parsimoniosa del modelo B)**

No. de observaciones=720 No. de parámetros estimados=10 Grados de libertad=710 Suma de residuos al cuadrado=49,027

VARIABLES UTILIZADAS	COEFICIENTE*	ESTADÍSTICO T	"p - value"	DESV. ESTÁNDAR	R <sup>2</sup>
LOTRAD	0,12975 (0,1713)	0,758	0,4486	0,2628	0,9504
LOTRAD2	0,05746 (0,0158)	3,63	0,0003		
LTIT	0,30369 (0,0523)	5,807	0,0000		
LTIT2	0,03354 (0,0053)	6,360	0,0000		
LTRANTRA	-0,04667 (0,0065)	-7,181	0,0000		
LCASAS	0,28149 (0,0142)	19,863	0,0000		
EFEGRA	1,3626 (0,0763)	17,862	0,0000		
EFEMED	0,90417 (0,0552)	16,383	0,0000		
EFECHI	0,43864 (0,0444)	9,872	0,0000		
CONSTANTE	2,5290 (0,9364)	2,701	0,0070		

\*Entre paréntesis figura el error estándar corregido por heterosedasticidad correspondiente a cada coeficiente estimado

**Tabla 9. Modelo C' (variante del modelo C)**

No. de observaciones=720 No. de parámetros estimados=12 Grados de libertad=708 Suma de residuos al cuadrado=48,005

VARIABLES UTILIZADAS	COEFICIENTE*	ESTADÍSTICO T	"p - value"	DESV. ESTÁNDAR	R <sup>2</sup>
LOTRAD	0,13661 (0,1676)	0,815	0,4151	0,2604	0,9513
LOTRAD2	0,05945 (0,0158)	3,842	0,0001		
LTIT	0,30973 (0,0520)	5,952	0,0000		
LTIT2	0,03452 (0,0054)	6,369	0,0000		
LTRANTRA	-0,04829 (0,0066)	-7,304	0,0000		
LCASAS	0,28567 (0,0144)	19,795	0,0000		
EFEGRA	1,30040 (0,0737)	17,642	0,0000		
EFEMED	0,87105 (0,0545)	15,994	0,0000		
EFECHI	0,42651 (0,0442)	9,657	0,0000		
EXTR	0,06523 (0,0266)	2,450	0,0143		
T12	0,06378 (0,0216)	2,950	0,0032		
CONSTANTE	2,3669 (0,9364)	2,558	0,0105		

\*Entre paréntesis figura el error estándar corregido por heterosedasticidad correspondiente a cada coeficiente estimado

En la Tabla 10 se presentan las elasticidades a escala para el modelo C'. Es notable lo que han variado las elasticidades, si se las compara con sus referentes del modelo B. La elasticidad global pasó de 0.30 a 0.46 y la elasticidad de la firma de 0.45 a 0.64. De cualquier forma, ambas resultaron ser significativamente diferentes de 1.

**Tabla 10. Elasticidades a Escala. Modelo C'**

	Valor	Error estándar	Estadístico T	"p - value"
Elasticidad a escala modelo C'	0,460	0,01689	-31,971	0,0000
Elasticidad a escala aumentada o de la firma modelo C'	0,642	0,01575	-22,729	0,0000

### 5. 5. Economías de Diversificación

Para que existan economías de diversificación, es condición necesaria, aunque no suficiente, que el signo del término correspondiente a la interacción de ambos productos sea negativo. Esto ocurre en todos los modelos aquí estimados (Tabla 2, Tabla 3, Tabla 5, Tabla 6, Tabla 8 y Tabla 9).

Para que una firma multiproducto presente economías de diversificación, es necesario y suficiente que un aumento en la producción del producto  $Y_1$  (operatoria tradicional) reduzca el costo de producir  $Y_2$  (operatoria no tradicional). Luego es necesario que<sup>20</sup>:

$$\frac{\partial^2 C}{\partial Y_i \partial Y_j} = \frac{C}{Y_i Y_j} * [b_{ij} + h_i * h_j] < 0$$

Puesto que el primer factor es siempre positivo, la condición se cumple siempre y cuando la expresión entre corchetes resulte negativa y significativamente distinta de cero. En la Tabla 11 se calculó el valor de la expresión  $b_{ij} + h_i * h_j$  en los valores medios para los diferentes modelos aquí considerados. Asimismo, se hallaron los errores estándares aproximados,<sup>21</sup> dado que  $b_{ij} + h_i * h_j$  no es lineal en sus parámetros. Aunque los estadísticos "T" que se reportan no son exactos, son lo suficientemente grandes como para decir que la expresión  $b_{ij} + h_i * h_j$  es significativamente distinta de cero, salvo para los tres primeros modelos. Esto significa que existen ventajas al producir conjuntamente los productos considerados, es decir, operatoria tradicional integrada por los Depósitos y Préstamos y la operatoria no tradicional conformada por la tenencia de Títulos y Otros Créditos por Intermediación Financiera. De acuerdo con esto, las firmas bancarias derivan un ahorro de costos, al producir en forma conjunta estos productos.

<sup>20</sup> Ver Anexo 2, III. Economías de diversificación.

<sup>21</sup> Para estimar el error estándar se linealiza la expresión  $b_{ij} + h_i * h_j$  mediante una expansión de Taylor de orden 1.

Para los tres primeros modelos (modelo A, y modelo B con su variante) no se hallaron evidencias de economías de diversificación. Nótese que éstos son los modelos que estiman los efectos específicos por firma, es decir, las variables explicativas consideradas, más 120 variables, una por cada banco.

**Tabla 11. Economías de Diversificación.**

$\beta_{12} + \eta_1 * \eta_2$	Valor	Error estándar aproximado	Estadístico T aproximado
Modelo A	-0,012	0,00616	-1,881
Modelo B	-0,008	0,00612	-1,358
Modelo B (con casas variando)	-0,035	0,01505	-2,325
Modelo A'	-0,314	0,04848	-6,471
Modelo B'	-0,122	0,02384	-5,120
Modelo B' (con casas variando)	-0,226	0,03038	-7,435
Modelo C'	-0,031	0,00738	-4,187
Modelo C' (con casas variando)	-0,068	0,00899	-7,554

## 6. Conclusiones

En este trabajo, se estimó una función de costos para los bancos privados argentinos, utilizando datos de panel, con el fin de capturar heterogeneidad no observable, tanto entre firmas como en el tiempo, la que no puede ser captada con los estudios clásicos de corte transversal, o eventualmente, con análisis de series de tiempo.

El período de análisis, comprendido entre 1992 y 1994, evidenció grandes cambios en relación a la estructura y tamaño de la industria bancaria. Durante el mismo, el sistema financiero argentino observó una recuperación muy importante del nivel de actividad, como consecuencia de la remonetización de la economía, asociada tanto a la estabilidad lograda por el Plan de Convertibilidad, así como también, al crecimiento económico.

El hallazgo de una importante heterogeneidad latente entre las firmas confirma que la técnica de datos de panel es la adecuada, en contraposición con las estimaciones de datos de corte transversal utilizadas hasta el presente, que no pueden ni identificar ni estimar tales efectos específicos.

La estimación mediante datos de panel lleva a detectar la presencia de importantes economías de escala en la industria banacaria, cercanas al 50%. Este resultado, que surge al incorporar la dimensión temporal a los datos de corte transversal, difiere de los encontrados hasta el momento para Argentina -en estudios de corte transversal- los que obtuvieron rendimientos constantes a escala o leves economías.

El estimador utilizado con la metodología de datos de panel (“within estimator”), se vincula al corto plazo debido a la naturaleza intrínseca del mismo. En consecuencia, los resultados obtenidos respecto de la escala pueden interpretarse aquí como asociados a la presencia de capacidad ociosa, dado el bajo nivel inicial de monetización de la economía, y no necesariamente a cuestiones tecnológicas de la industria. En el corto plazo, la industria habría estado operando, en promedio, en el tramo decreciente de su curva de costo medio, por lo que existirían ganancias de eficiencia derivadas de un aumento en el nivel medio de producción de las firmas bancarias. Asimismo, si se tiene en cuenta que los niveles de monetización de la economía Argentina son aún bajos en relación al resto de los países, este aumento en el nivel medio de producción podría perdurar en el tiempo, mientras exista subutilización de la capacidad instalada.

Si en cambio, se considera el estimador que brinda información vinculada al largo plazo (“between estimator”), el mismo evidencia sólo leves rendimientos a escala, cercanos al 10%. Ello sugiere que la industria bancaria Argentina operaría, en el largo plazo, con una tecnología de leves economías a escala.

En relación a las economías de diversificación, no se encontraron ventajas al producir conjuntamente ambos productos, es decir, operatoria tradicional compuesta por la totalidad de los Depósitos y Préstamos en ambas monedas y operatoria no tradicional conformada por los Títulos y Otros Créditos por Intermediación Financiera.

Por último, cabe destacar que existen posibles extensiones de este trabajo, especialmente las vinculadas a la inclusión del precio de los insumos en la forma funcional translogarítmica, así como también, un análisis más exhaustivo de los efectos fijos, para así poder determinar grupos de bancos que utilizan tecnología similar, y cuyas diferencias estén dadas sólo por la capacidad empresarial específica a cada firma.

## ANEXO 1

### I. Función de costos translogarítmica

$$\ln C = a + \sum_i b_i * \ln Y_i + \sum_i g_i * \ln W_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j b_{ij} * \ln Y_i * \ln Y_j + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j g_{ij} * \ln W_i * \ln W_j + \sum_i \sum_j d_{ij} * \ln Y_i * \ln W_j \quad (1)$$

donde C representa al costo;  $Y_i$  al producto; y  $W_i$  al precio del insumo, sujeta a las siguientes restricciones  $\sum_i g_i = 1$ ,  $\sum_i g_{ij} = 0$ ,  $\sum_i d_{ij} = 0$ ,  $b_{ij} = b_{ji}$ ,  $g_{ij} = g_{ji}$ ,  $d_{ij} = d_{ji}$ .

### II. Economías de escala

#### II. a. Economías de escala globales

El grado de economías de escala de una industria está dado por  $\varepsilon = 1/\eta$ , en donde  $\eta$  es la elasticidad de los costos respecto del producto total, definida como

$$h = \sum_i \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y_i} = \sum_i h_i$$

#### II. b. Economías de escala aumentada o de la firma

Para hallar la elasticidad a escala aumentada o de la firma, además de realizarse la estimación de la función de costos como en (1), a la que se le agregó la variable  $\ln \text{casas}$  como variable explicativa, debe realizarse la siguiente regresión

$$\ln \text{casas} = a_0 + \sum_{i=1} a_i \ln Y_i$$

Luego, la elasticidad de la firma está dada por  $\eta^*$ , calculada de la siguiente manera:

$$h^* = \sum_i \left( \frac{\eta \ln C}{\eta \ln Y_i} + \frac{\eta \ln C}{\eta \ln casas} * \frac{\eta \ln casas}{\eta \ln Y_i} \right)$$

### III. Economías de diversificación

Es condición necesaria (pero no suficiente), para que exista complementariedad de costos entre los productos  $Y_i$  e  $Y_j$ , que:

$$\frac{\eta^2 \ln C}{\eta \ln Y_i \eta \ln Y_j} = b_{ij} < 0$$

Además, debe cumplirse que:

$$b_{ij} + h_i * h_j < 0$$

Esta condición surge del siguiente desarrollo:

$$\begin{aligned} \frac{\eta C}{\eta Y_i} &= \frac{C}{Y_i} * \frac{\eta \ln C}{\eta \ln Y_i} \\ \frac{\eta^2 C}{\eta Y_i \eta Y_j} &= \frac{1}{Y_i} * \frac{\eta \ln C}{\eta \ln Y_i} * \frac{\eta C}{\eta Y_j} + \frac{C}{Y_i} * \frac{\eta^2 \ln C}{\eta \ln Y_i \eta \ln Y_j} * \frac{\eta \ln Y_j}{\eta Y_j} \\ &= \frac{1}{Y_i} * \frac{\eta \ln C}{\eta \ln Y_i} * \frac{C}{Y_j} * \frac{\eta \ln C}{\eta \ln Y_j} + \frac{C}{Y_i} * \frac{\eta^2 \ln C}{\eta \ln Y_i \eta \ln Y_j} * \frac{1}{Y_j} \\ &= \frac{C}{Y_i Y_j} * \left[ \frac{\eta \ln C}{\eta \ln Y_i} * \frac{\eta \ln C}{\eta \ln Y_j} + \frac{\eta^2 \ln C}{\eta \ln Y_i \eta \ln Y_j} \right] \\ &= \frac{C}{Y_i Y_j} * [h_i * h_j + b_{ij}] < 0 \end{aligned}$$

ya que  $\frac{C}{Y_i Y_j}$  es siempre mayor que cero. Nótese que si  $\frac{\partial^2 C}{\partial Y_i \partial Y_j} < 0$ , un crecimiento en el nivel de producción

$Y_j$  reduce el costo marginal de producción de  $Y_i$ . Esto implica que existen economías de producción conjunta entre  $Y_i$  e  $Y_j$ .



## ANEXO 2

### Descripción de las variables utilizadas en la estimación de la función de costos

Gastos Administrativos	Remuneraciones Cargas sociales Servicios y Honorarios Gastos Varios Impuestos Amortizaciones
Préstamos*	Adelantos Descuentos de Documentos Prendarios Hipotecarios Personales
Depósitos**	Cuenta Corriente Caja de Ahorro Plazo Fijo
Títulos***	Públicos Domésticos Públicos Extranjeros
Otros Créditos por Intermediación Financiera**	Pases Activos Pases Pasivos Compras a Término Operaciones de Contado Otros

\*En pesos y dólares, no incluye intereses devengados ni provisiones.

\*\*En pesos y dólares.

\*\*\*No incluye provisiones

### Abreviaturas de las variables

Abreviatura	Descripción
LC	Logaritmo
LOTRAD	Logaritmo
LOTRAD2	$((LOTRAD)^2)/2$
LTIT	Logaritmo
LTIT2	$((LTIT)^2)/2$
LTRANTRA	LOTRAD*LTIT
LCASAS	Logaritmo
EFEGRA	Dummy
EFEMED	Dummy
EFECHI	Dummy
EXTR	Dummy
T12	Dummy

Costos operativos = Gastos Administrativos - Impuestos  
 Operatoria tradicional = Préstamos + Depósitos  
 Operatoria no tradicional = Títulos + Otros Créditos por Inter. Financ.

Casas = Casa central + sucursales  
 Efecto fijo para los bancos grandes  
 Efecto fijo para los bancos medianos  
 Efecto fijo para los bancos chicos  
 Bancos extranjeros  
 Primer y segundo semestre del 1992

## ANEXO 3

**Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los datos en panel**

No de observaciones = 720

	Valor medio	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
Costos Operativos*	9430	15087	192	97853
Depósitos + Préstamos*	255241	486240	385	3806638
Títulos + Otros Créditos por Inter. Financiera*	28470	60512	2	492712
Casas	20	28	1	174
LC	8,416	1,180	5,259	11,491
LOTRAD	11,522	1,339	5,953	15,152
LTIT	8,350	2,325	0,799	13,108
LCASAS	2,303	1,204	0,000	5,159

\* En miles de pesos

**Tabla 2. Estadísticos descriptivos de los datos de corte transversal (promedio de los seis semestres considerados)**

No de observaciones = 120

	Valor medio	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
Costos Operativos*	9430	14983	227	90334
Depósitos + Préstamos*	255241	466759	4185	2776892
Títulos + Otros Créditos por Inter. Financiera*	28470	50888	4	257615
Casas	20	28	1	171
LC	8,430	1,167	5,423	11,411
LOTRAD	11,567	1,295	8,339	14,837
LTIT	8,583	2,199	1,467	12,459
LCASAS	2,307	1,204	0,000	5,142

\* En miles de pesos

## Bibliografía

Baltagi, B. : *Econometric Analysis of Panel Data* , John Wiley & Sons, England, 1995.

\_\_\_\_\_ , Griffin, J.M.: "Gasoline Demand in the OECD", European Economic Review, Vol 22, 1983.

Berger, A. N., Humphrey, D. B., : "Bank Scale Economies, Mergers, Concentration, and Efficiency: the U.S. experience", Finance and Economics Discussion Series, Division of Research and Statistics, Division of Monetary Affairs, Federal Reserve Board, Washington, D.C., August 1994.

Berger, A. N., Hunter, W. C., Timme, S.G. : "The efficiency of financial institutions: A review and preview of research past, present and future", Journal of Banking and Finance, Vol 17, North-Holland, 1993, 221-249.

Brown, R., Caves, D., Christensen, L. R., : "Modelling the structure of cost and production for multiproduct firms", Southern Economic Journal, 46, July 1979.

Burdisso, T., D'Amato, L., Dick, A. : "Economías de escala y economías de diversificación en la Banca Privada Argentina: un estudio con datos de panel", mimeo, Septiembre 1996.

Clark, J. A., : "Economies of scale and scope . At depository financial institutions : A review of the literature", Economic Review, 73, Stember / October 1988.

Dadvison, R., Mackinnon, J. : *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University, 1993.

D' Amato L., López B., Penas F., Streb J. : "Una función de costos para la industria" bancaria", Económica , vol 40, La Plata, Junio 1994, (pág. 1-33).

Delfino, J. : "Economías de escala y de producción conjunta en el sistema bancario argentino" , en XII Jornadas de economía monetaria y sector externo, BCRA, Setiembre 1990.

Dick, A.,: "Ineficiencia X en la banca privada Argentina: su importancia respecto de las economías de escala y economías de producción conjunta", Area de Economía y Finanzas, BCRA, Documento de Trabajo No 1, Octubre 1996.

Gilligan, T.W., Smirlock M.L. and Marshall W.: "Scale and scope economies in the multiproduct banking firm", Journal of Monetary Economics, vol 13, 1984.

Greene, W.H., *Econometric Analysis*, Macmillan, New York, 1993.

\_\_\_\_\_ , *Limdep: Version 7.0, User Manual*, Econometric Software, Inc.

Hausman, J. A., Taylor, W. E., : "Panel data and unobservable individual effects", Econometrica, Vol49, No 6, November 1981.

Houthakker, H.S.: "New evidence on demand Elasticities", Econometrica, 33, No2, April, 1965.

Humphrey, D. B., : "Why do estimates of bank scale economies differ?", Economic Review, 76, September / October 1990.

Hunter, W.C., Timme, S.G.,: "Technical change, organizational form, and the structure of bank production", Journal of Money, Credit, and Banking, Vol 18, No 2, May 1986.

Feldman, E. : "Una reseña sobre costos y economías de escala en la actividad bancaria ", Serie de estudios técnicos, CEMYB, BCRA, Noviembre 1977.

Feldman, E. : "Costos bancarios: estimaciones mediante analisis de corte transversal y series de tiempo", Series de estudios técnicos, CEMYB, BCRA, Abril 1978.

Fuller, W. : "Estimating the reliability of quantities derived from empirical production functions", Journal of Farm Economics , Vol 44, February 1962.

Lawrence, C. : "Banking cost, generalized functional forms, and estimation of economies of scale and scope", Journal of Money, Credit, and Banking, Vol21, No3, August 1989.

Kim, M. : "Banking technology and the existence of a consistent output aggregate", Journal of Monetary Economics, Vol 18, 1986.

Kuh, E.: "The validity of Cross-sectionally estimated behavior equations in time series applications", Econometrica, 27, 1959.

Mátyás, L., Sevestre, P.: *The econometrics of Panel Data*, Kluwer Academic Publishers, Netherlands, 1996.

Mester, L. J. : "A multiproduct cost study of savings and loans", The Journal of Finance, Vol XLII, No 2, June 1987.

Mundlak, Y. : "On pooling time series and cross section data", Econometrica, Vol 46, 1978.

Nelson, R.W., "Branching, scale economies, and banking costs", Journal of Banking and Finance,9, 1985.

Novalés Cinca, A.: *Econometría*, McGraw-Hill, Madrid, 1993.

Pulley, L. L., Humphrey, D. B., : "Scope economies: fixed cost, complementarity, and functional form", Working Paper, Federal Reserve Bank of Richmond, February 1991.

Rivas, C. G. : "Costos bancarios, producción múltiple y rendimientos a escala", Serie de estudios técnicos, CEMYB, BCRA, Setiembre 1984.

Santibañes, F. : "Estimación de funciones de costos bancarios", Serie de estudios técnicos, CEMYB, BCRA, Noviembre 1975.

Streb, J., D'Amato, L. : "Economías de Escala y utilización de la capacidad instalada. Evidencia empírica para los bancos minoristas en Argentina", Serie documentos de trabajo, CEMA, No 108, Febrero 1996.

Youn, K. H., : "Economies of scale and economies of scope in multiproduct financial institutions: further evidence from credit unions", Journal of Money, Credit, and Banking, Vol 18, May 1986.



## Documentos de Trabajo Publicados

Número	Título	Autor	Fecha
1	Ineficiencia X en la Banca Privada Argentina : Su importancia respecto de las Economías de Escala y Economías de Producción conjunta	Astrid Dick	10/1996
2	Contagion, Banks Fundamentals or Macroeconomic Shock? An empirical Analysis of the Argentine 1995 Banking Problems	Laura D`amato Elena Grubisic Andrew Powell	07/1997
3	Estimación de una Función de Costos para los Bancos Privados Argentinos utilizando Datos en Panel	Tamara Burdisso	08/1997